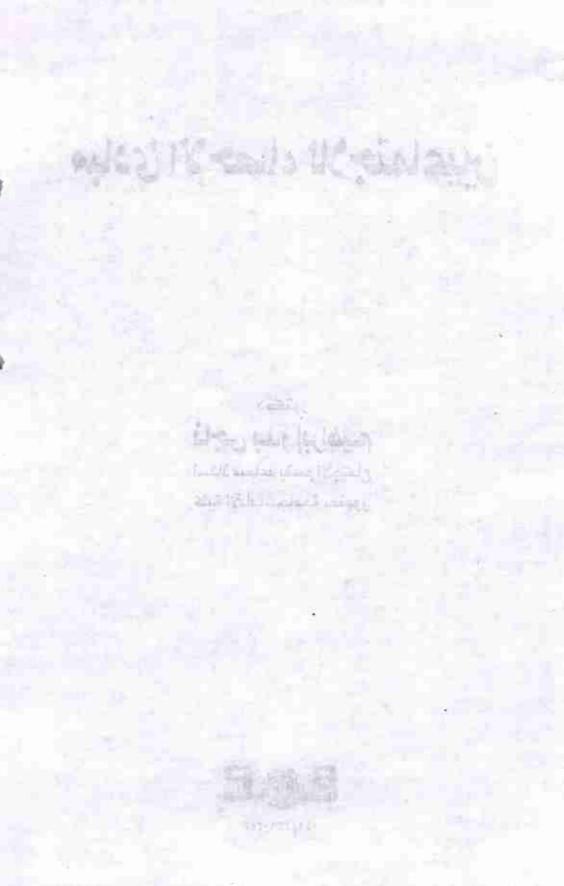
مبادئ الإحصاء للاجتماعيين

دكتور

ناجى بدر إبراهيم

أستاذ مساعد بقسم الاجتماع كلية الآداب ـ جامعة دمنهور

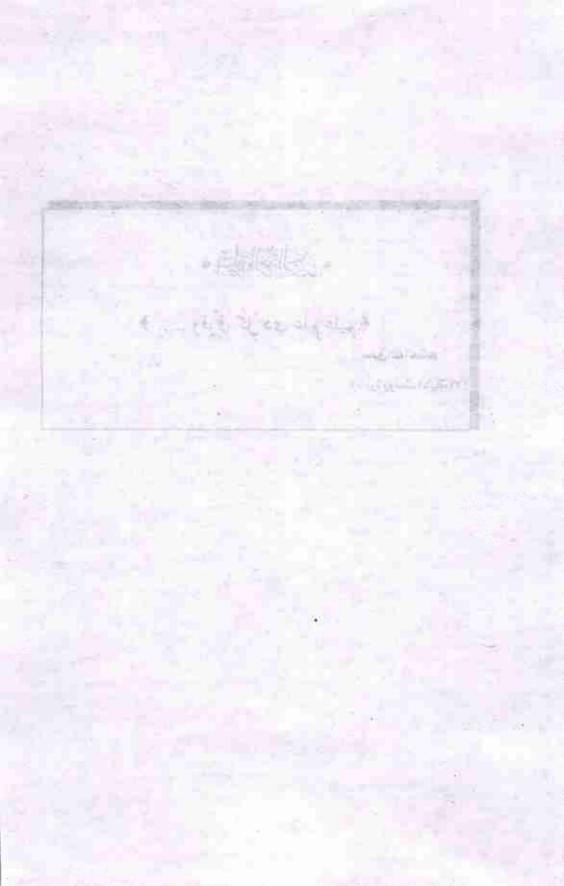




• بِنِيْلِيَالِخَيْلِ فَيْنِ •

﴿ وَفَوْقَ كُلِّ ذِي عِلْمٍ عَلِيمٌ ﴾ صدق الله العظيم

(سورة يوسف الأية، ٧١)



الفصل الأول

الاحصاء والقياس في علم الاجتماع

مقدمة

أولأ والإحصاء ا

١ - مقاييس النزعة المركزية.

٢ - مقاييس التشتت.

٣ - مقاييس الارتباط.

٤ - مقاييس الدلالة.

ثانياً ، القياس ،

١ - معنى القياس وأبعاده.

٢ - التكميم في علم الاجتماع.

٣ - أنواع القياس في علم الاجتماع.

٤ - القياس الاجتماعي.

٥ - قياس الانجاهات.

ثالثاً ، مشكلة العينات ،

١ - أنواع العينات.

٢ - كيفية سحب العينة.

٣ - الحجم الأمثل للعينة.

رابعاً ، مشكلة الثبات والصدق،

١ - قياس ثبات المعلومات.

٢ - قياس صدق الأداة.

1 - HEAL MAN

Kee Helling manage Lower

LONG ST

Lat. The make !

1-Landing Street

THE REAL PROPERTY.

المراجع المسالمة الم

3 · 通知以此对目录证

Challed to

- FARL BETTE BETTER

Y - Hilliage Entry 1 = 115

THE HEAL SHARK STATES

1 - Halley W. H. L. S.

٥- قياس ١٤٤١ عادة

SHIP WARRENDS

P. GUILLIANS

I which the property

Yolking Willy Britis

THE PERSON NAMED IN

desire has through

or tellingrade their

الإحصاء والقياس في علم الاجتماع

مقدمة

إذا كانت أهمية الرياضيات في العلوم الأمبيريقية تكمن في قدرتها كلغة للتعبير عن العلاقات بين المفهومات المجردة في النظرية، فإن أهم مميزاتها كلغة للعلم هي قدرتها على الربط بين النظرية والبحث وبين الفكرة والتجربة. وهنا تظهر أهمية الإحصاء Statistics كأداة تساهم في دقة جمع البيانات وفي دقة الاستنتاج. وفي النحقق من مدى انطباق النظرية على الواقع الاجتماعي(١).

إن استخدام الأساليب الإحصائية في البحوث بصفة عامة يمثل قمة الموضوعية Objectivity والمفهوم التقليدي للإحصاء هو طريقة موضوعية لدراسة المجتمعات أو مجموعات كلية من الأفراد، وعلى هذا يمكن اعتبار الإحصاء طريقة دراسة المتغيرات Varibols لأن مجموعة من الأفراد المتماثلين تماماً في كل خصائصهم يمكن دراستها دراسة كاملة بدراسة أي فرد من أفرادها. أما التصور الحديث للإحصاء، كما يرى Wold فهو كيفية اتخاذ القرارات في الظروف غير المؤكدة كما يرى Decision Making Under-uncertainy ويشمل كل المجالات الإستنتاجية، ويمتد إلى المواقف التي يواجهها البشر في حياتهم اليومية (٢).

وينقسم الإحصاء بصفة عامة كما ورد في معظم كتب الإحصاء إلى فرعين أساسيين:

⁽١) د. ناهد صالح، مرجع سابق، ص ١١٤.

⁽٢) د. نادر فرجاني، مرجع سابق، ص ١٧.

الأول: الإحصاء الوصفي Descriptive وهو يتعلق بكيفية وصف مجتمع معين أو اختزال المعطيات Reduction of Data المتوافرة عن هذا المجتمع في صورة أكثر وضوحاً وإعلاماً عن خصائصه الأساسية.

والثاني استئتاج أو تعميم Generalization لخصائص مجموعة أو مجموعات كلية معينة بناء على ما نحصل عليه من بيانات من مجموعة أو جزء أو عينة Sample من الكل وهو مجتمع البحث الذي سحب منه هذا الجزء.

والملاحظ أن ما يهم الإحصائيين في الغالب هو هذا الجزء الأخير مما حدا ببعضهم أن يطلق على الإحصاء علم المعاينة Sampling وهو ينقسم قسمين:

أ – التقدير الإحصائى Estimation وفيه تقدر خصائص مجموعة، أو مجموعات كلية معينة بمقدرات تحسب من عينة المجموعات الكلية تحت الدراسة.

ب - اختبار الفروض الإحصائية Testing of Hypothesies ويقصد به اختبار فررض معينة عن خصائص مجموعة، أو مجموعات كلية معينة باستخدام معايير تحسب من عينة من المجموعات تحت الدراسة. والفكرة الأساسية هي مضاهاة مايشاهد في العينة بما يتوقع أن يشاهد تحت الفرض المقترح طبقاً لمعيار الاختبار. فإذا كانت درجة المضاهاة وقليلة، يتم رفض الفرض المقترح، ويقبل إذا كانت درجة المضاهاة عالية. وأحياناً يتخذ قرار ثالث بأنه لاتوجد معلومات كافية للحكم على معقولية الفرض، وبالتالي يؤجل الحكم إلى أن تتوافر معلومات أكثر. إلا أن مسألة قبول أو رفض الفرض المقترح في اختبار إحصائي يختلف اختلافاً كلياً عن مفهوم الإثبات والنفي في الرياضة، فإثبات صحة فرض في الرياضة يقتضي كونه صحيحاً وتحت كل الظروف والأحوال. ويكفي لإثبات عدم صحة فرض معين إعطاء

مثال واحد لاينطبق فيه، ولكن رفض فرض مقترح كنتيجة لاختبار إحصائى معين لايعنى القطع بعدم صحة الفرض، ولكن فقط أن بيانات العينة باعتبارها جزءاً فقط من مجموعة كلية، لاتظهر هذا، وبالتالى فإذا تصرفنا وكأن الفرض صحيح فيجب أن نعلم أن هناك احتمالاً لأن يكون هذا التصرف مبنياً على أساس خاطئ. ونظرية الاحتمالات تمكنا في كثير من الأحوال من أن نحسب حدوداً لهذا الاحتمال، والنظرية الاحصائية تقدم لنا من الوسائل ما يكفل أن يكون احتمال هذا الخطأ في حدود معينة أو أقل مايمكن. كذلك فإن قبول فرض مقترح كنتيجة لاختبار احصائي لايعنى مايمكن. كذلك فإن قبول فرض مقترح كنتيجة لاختبار الفروض الاحصائية لايؤدي إلى إثبات صحة أو خطأ فرض معين وإنما إلى قبول أو رفض الفرض مع معرفة أنه في أي الحالتين يوجد احتمال خطأ معين – قبول فرض خاطئ أو رفض فرض سليم – ونظرية الاحصاء تمكننا من تصميم الاختبارات التي تقلل احتمال هذه الأخطاء إلى أقل مدى ممكن أو تجعلها في حدود معينة (۱).

وتستخدم كلمة احصاء للتعبير عن الأرقام العديدة المرتبطة في شكل جداول تلك التي تتعلق بالسكان والدخل والمواليد والوفيات ... إلخ وهي بهذا المعنى لاتخرج عن كونها ببيانات، فنقول مثلاً احصاءات المواليد والوفيات، ونقصد بذلك مجموعة البيانات الاحصائية المتوفرة عن المواليد والوفيات، لكن عند الحديث عن علم الاحصاء فإن المعنى يختلف عما سبق فالمقصود لمنا الطريقة الإحصائية تلك الطريقة التي تمكننا من جمع الحقائق عن الظواهر المختلفة في صورة قياسية رقمية وعرضها بيانياً ووضعها في جداول تلخيصية بطريقة تسهل تحليلها بهدف معرفة انجاهات هذه الظواهر وعلاقات بعضها ببعض.

⁽١) المرجع السابق، ص ١٨.

وقد تطور علم الاحصاء من مجرد فكرة الحصر والعد إلى أن أصبح الآن علماً له قواعده ونظرياته وقد ساهم فى إبرازه كعلم العديد من العلماء من أمثال عائلة ،برنولى Bernulli، ، و ،فردريك جاوس F. Gauss، ، و ،كيتليه و المثال عائلة ،برنولى F. Galton، ، وأخيرا كارل ،بيرسون Karl Pearson، ، و ،جولتون A. Bowley، ، و ،فيشر المجال المنال المن

وقد نشأ علم الاحصاء في إطار التنظيم السياسي للدولة على يد البارون J. F. Von Bielfeld عام ١٧٧٠، وترجع النشأة الرياضية الصحيحة لهذا العلم إلى أبحاث الابلاس Laplace، الرياضي الفرنسي الشهير(٢).

لقد كان ،كيتليه، أول من أوضح امكان استخدام الاحصاء بوصفه أداة لفهم الظواهر الاجتماعية، وقد ذهب إلى أننا يمكن أن نقيس كمال العلم بمدى السهولة التي يمكنه بها استخدام العمليات الحسابية. وقد أكد «كيتليه، أيضاً في مقال نشره عام ١٨٢٩، وكذلك في عمله الرئيسي ، في الإنسان وتطور القدرات الإنسانية: مقال في الفيزياء الاجتماعية، (١٨٣٥).

أكد انتظام الأحداث الاجتماعية في المجال الاجتماعي، وبخاصة في مجال الظواهر التي يشيع النظر إليها بوصفها تسير بلا نظام، وقد انتهى وكيتليه، على أساس عدد من العمليات الحسابية التي أجراها بنفسه وأنجزها الآخرون أيضاً (مثل قياس قامة جنود كتيبة عسكرية)، انتهى إلى أن المنحنى الاعتدالي للتوزيع يتوافر بصفة عامة في الظاهرة الاجتماعية، أي المنحنى الاعتدالي للتوزيع يتوافر بصفة عامة في الظاهرة الاجتماعية، أي أن الحالات القريبة من متوسط سلسلة معينة تتواتر – بالضرورة – أكثر من الحالات التي تنحرف انحرافاً دالاً، عن هذا المتوسط – ولذلك فإن مفهوم الإنسان المتوسط Man يحتل وضعاً مركزياً في نظريته، ولكن

⁽۱) د. فاروق عبد العظيم، الرياضة والاحصاء الاجتماعي، المكتب الجامعي الحديث، اسكندرية، ١٩٨٧، ص ٣.

⁽٢) د. فؤاد البهى السيد، علم النفس الاحصائي، دار الفكر العربي، القاهرة، ١٩٧٩، ص ١٧.

«كيتليه» خلط بنوع من الخطأ بين الإنسان المتوسط، والإنسان المرغوب فيه» ولم يدرك الحقيقة التي مؤداها، أن المتوسطات المتساوية قد تترتب على موقفين مختلفين تماماً، أو أكثر من موقفين كنتيجة لاختلافات التوزيع، فمتوسط دخل الفرد قد يتساوى في مجتمعين، لكن دخل معظم الأفراد في واحد منها قد يكون قريباً من المتوسط، بينما يكون دخل معظم أفراد المجتمع الثاني منخفضاً جداً توازيه أقلية صغيرة ذات دخل مرتفع جداً (١).

والملاحظ أن البدايات الأولى لاستخدام الأسلوب الاحصائي كأنت منبئقة من نظريات أو أطر نظرية يأخذ بها عالم الاجتماع ويحاول من خلال الاستعانة بهذه الأساليب الاحصائية أن يدعمها . ومن أمثلة الدراسات الأولى التي تعكس ذلك، الدراسة التي قام بها ، تايلور، التي عرض لها في محاضرته التي ألقاها في ١٣ نوفمبر ١٨٨٨ بعنوان ، عن منهج لبحث ترقى النظم، مطبقاً على قوانين الزواج والنسب، والتي حاول فيها أن يبرهن على أن المجتمعات في تطورها تمر من المجتمع الأموى Maternal إلى المجتمع الأبوى Paternal معتمداً في ذلك كلية على الاسلوب الاحصائي. وقد حرص متايلور، على أن يؤكد أن التفسير التأملي يجب أن يبدأ فقط عندما تتضح من المعالجة الكمية العلاقات بين المجموعات المصنعة، بحيث يكون مسترشداً في مساره ومحدداً في مداه بخطوط واضحة تماماً ومستمدة من الواقع الذي يجب أن يتفق هذا التفسير التأملي، وإياه، وعلى ذلك فإن ، تايلور، كان له السيق في إدراك أهمية انطلاق الأسلوب الاحصائي من تصور نظري وأهمية تدعيم هذا التصور بالوقائع واستناده أليها، وهي وإن لم تكن في حد ذاتها وقائع كمية أو جمعت بأسلوب كمى إلا أنها عولجت معالجة كمية كان من شأنها الكشف عن العلاقات بين الوقائع وارتباطها بالنظرية أو بالإطار النظري(٢).

⁽١) نيقولا تيماشيف، مرجع سابق، ص ٦٥.

⁽١) د. ناهد صالح، مرجع سابق، ص ١١١.

وتعنى كلمة احصاء Statistics الطرق الرياضية فى معالجة البيانات التى نحصل عليها بالعد والقياس وكذلك قد تشير إلى هذه البيانات فى ذاتها. وأبسط صور المناهج الاحصائية هى الاحصاء الوصفى الذى يعرض بعض المتوسطات والمقاييس الاحصائية المختلفة مثل مقاييس النزعة المركزية، ومقاييس التشتت .. إلخ. وتوجد طرق احصائية أخرى تتناول تحديد مدى تثيل العينات للمجتمع الأصلى الذى سحبت منه العينة، ومعظم هذه الطرق تحاول أن تختبر مدى دلالة الفروق والعلاقات بين الاحصاءات الوصفية، أما النوع الثالث من الاحصاء فهو يشمل الارتباطات والعلاقات بين المتغيرات المختلفة.

أما مصطلح الاحصاء الاجتماعي Social Statistics قد يستخدم هذا المصطلح ليشير إلى تطبيق المناهج الاحصائية على المشكلات الاجتماعية، أو ليشير إلى البيانات أو المعلومات العددية الفعلية التي تجمع ولها ارتباط ما بهذه المشكلات. والتعريف الأكثر ملاءمة للاحصاء الاجتماعي هو أنه يتكون من بيانات كمية تتناول بعض الموضوعات التي يهتم بها علماء الاجتماع، وفي تعريف آخر لهذا المصطلح هو أنه ،طريقة لجمع المعلومات العددية المرتبطة بالحشود والتجمعات الاجتماعية، ثم تحليلها وتفسيرها، (۱).

ويعتبر القياس ذو أهمية خاصة في العمل على تطوير علم الاجتماع، وإن كان علماء الاجتماع أنصار الاتجاء الكمى قد استحوذت عليهم أفكار تدور كلها حول إبراز علمية علم الاجتماع من خلال استخدام الأساليب الرياضية والاحصائية وطرق القياس، من أجل الوصول إلى قوانين علمية تحكم الظواهر والمواقف الاجتماعية موضوع دراساتهم. فإن هؤلاء العلماء

⁽١) قاموس علم الاجتماع، مرجع سابق، ص ٣٨٧.

يعتبرون أنفسهم قد حددوا أهدافهم من خلال الاعتماد على الأساليب الكمية المختلفة ويعتبرون كذلك أن القياس كان وراء تقدم العلوم الطبيعية وأن ما يميز هذه العلوم بعضها عن بعض هو مدى اقترابها من القياس الدقيق. وهم في نفس الوقت ينظرون إلى علماء الاجتماع أنصار الاتجاه الكيفي على أنهم قد استغرقوا في التأمل ومحاولة التنبؤ من خلال الأساليب الكيفية في البحث.

ويحاول الباحث في هذا الفصل أن يعرض للأساليب والطرق الاحصائية المختلفة التي يمكن في علم الاجتماع أن يستعين بها. حيث يساعد علم الاحصاء الباحث في عملية جمع البيانات وتبويبها وتصنيفها، ولايقف دوره عند هذا الحد بل يمتد ليساعد الباحث أيضاً في الحصول على الخصائص الاحصائية المختلفة التي تعينه في عملية التحليل من خلال أساليب التحليل الاحصائية المختلفة. ومن ثم سنعرض لمقاييس النزعة المركزية، ومقاييس التشتت، والارتباط، واختبارات الدلالة الاحصائية، مركزين على إيضاح كيف يمكن للباحث في علم الاجتماع أن يستعين بتلك الأساليب الاحصائية المختلفة وكيفية استخدامها بما يتمشى مع طبيعة البحث أو الدراسة التي يقوم بها. وفي النهاية نعرض لوجهة نظر عامة بالنسبة لدور الاحصاء في علم الاجتماع.

وقد حاول العديد من العلماء استخدام وتطبيق الأساليب المختلفة في القياس في علم الاجتماع، وسنحاول أيضاً في هذا الفصل أن نعرض للقياس بصورة عامة، وكيف استخدم العلماء القياس في قياس الاتجاهات وفي القياس الاجتماعي (السوسيومترية) ولايعني ذلك أن المحاولات المختلفة لاستخدام القياس تتركز في قياس الاتجاهات أو في القياس الاجتماعي فقط، ولكن سنعرض لها كنماذج لاستخدام القياس في علم الاجتماع، حيث يوجد العديد من المحاولات لاستخدام القياس في مجالات أخرى كالقياس الطبقي

من خلال قياس المكانة الاقتصادية والاجتماعية، وقياس القيم وقياس الشخصية، وقياس الرفاهية الاجتماعية، وهدفنا من ذلك إبراز محاولات علماء الاجتماع أنصار الاتجاه الكمى لاستخدام أساليب القياس المختلفة في علم الاجتماع تكملة لعرضنا في الفصول السابقة لاستخدام الرياضيات والاحصاء في البحوث الاجتماعية.

إن أول خطوة يبرز فيها دور الاحصاء وامكانية استخدام الأساليب الاحصائية في البحث تتضح حين يجد الباحث نفسه أمام مجتمع البحث أو الدراسة، فعليه أن يختار بين أسلوبين لإجراء الدراسة الميدانية: أما أسلوب الحصر الشامل أو أسلوب العينات، ويقدم علماء الاحصاء في هذا المجال العديد من الأساليب التي تساعد الباحث في اختيار العينة التي سوف يجرى عليها البحث، كما يقدم العديد من أنواع العينات التي تتمشي وطبيعة كل بحث، بالإضافة إلى الطرق الاحصائية التي تساعد في تحديد حجم العينة. وعلى ذلك سوف نتناول بالعرض كل من أسلوب الحصر الشامل والعينات، ثم نوضح أنواع العينات المختلفة وطرق الحصول عليها وتحديد حجمها.

وأخيراً ند اول أن نعرض في الفصل لمشكلة هامة وهي مشكلة الثبات والصدق بالنسبة للأدوات المختلفة التي يستعان بها في البحوث الاجتماعية، كما نعرض أنواع كل من الثبات والصدق المختلفة، وكذلك الطرق الاحصائية وغيرها التي يمكن الإستعانة بها في هذا الصدد.

والمراجع وأزفار المناهدة والمراجع والماسات

١ - مقاييس النزعة المركزية:

التوزيع التكرارى بأنواعه المختلفة يهدف إلى تبويب البيانات الرقمية في صورة مناسبة موجزة توضح أهم معالمها الرئيسية. لكن الدراسة الاحصائية لاتكتفى بمثل هذا الإيجاز بل السعى نحو ما هو أعمق، وذلك حينما تحاول أن تلخص أهم صفات تلك البيانات الرقمية في عدد واحد يرمز لها ويدل عليها وقد يوضح هذا العدد نزعتها للتجمع أو للتشتت.

Research office of the Party of

ولا تقتصر حاجة الباحث إلى مجرد توزيع الدرجات في جداول تكرارية وتمثيلها بالرسم بل إلى تلخيص هذه الدرجات جميعاً وتركيزها في درجة أو قيمة واحدة تغنى وتعبر عن كل قيم ودرجات المجموعة، ففي كثير من التوزيعات التكرارية نجد أن عدداً كبيراً من المفردات يميل نحو التجمع حول قيمة متوسطة معينة ويقل عدد المفردات تدريجياً كلما بعدنا عن هذه القيمة المتوسطة التي تمثل مركز التوزيع وتسمى هذه الظاهرة بالنزعة المركزية أي نزعة المفردات المختلفة إلى التجمع حول مركز التوزيع، ويتضح من ذلك أن لكل مجموعة من البيانات قيمة متوسطة خاصة بها تميزها عن مجموعات البيانات الأخرى والتي يمكن استخدامها لوصف المجموعة حيث أنها تحدد مركز أو متوسط المجموعة .

وتتلخص أهم مقاييس النزعة المركزية في المتوسط بأنواعه المختلفة الحسابي والهندسي والتوافقي وفي الوسيط، والمنوال. وتوجد عدة أسس لتحديد هذه القيم المتوسطة ولكل من هذه المقاييس مميزاته وعيوبه ولايمكن تفضيل أحد منهما على الأخر.

⁽١) د. أحمد عبادة سرحان، مرجع سابق، ص ٨٢.

الوسط الحسابي Arithmetic Mean

يعرفه البعض بأنه القيمة التى لو وزعت على كل فرد من أفراد العينة لكان مجموع هذه القيم هو المجموع الحقيقى للقيم الأولى، ويعد المتوسط الحسابى أكثر مقاييس المتوسطات استخداماً، ونحصل عليه بقسمة مجموع القيم على عددها. فإذا كانت لدينا القيم س، ، س، ، س، التى عددها ن ورمزنا للوسط الحسابى بالرمز س فإن : $m = \frac{1}{0}$ مجس ن ، ومن أهم خواص الوسط الحسابى:

- ١ سهولة حسابه وامكان إخضاعه للعمليات الجبرية.
- ٢ مجموع انحرافات القيم عن وسطها الحسابي يساوي صفر.
- ٣ مجموع مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابى يفل عن مجموع
 مربعات انحرافات القيم عن أى وسط آخر.
- ٤ لايمكن إيجاد الوسط الحسابى بالطرق البيانية ولايمكن إيجاده من
 الجداول التكرارية المفتوحة.

الوسيط أو الأوسط Median

الوسيط هو الدقطة التي تقع تماماً في منتصف توزيع الدرجات بعد ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً، أي يسبقها نصف عدد الدرجات ويتلوها النصف الآخر، بمعنى أن الوسيط هو القيمة التي تقع في المنتصف، والقيمة الوسيطية في مجموعة من القيم هي تلك القيمة التي يكون عدد القيم الأخرى التي أقل منها معادلاً القيم الأخرى الأعلى منها. فإذا أردنا إيجاد الوسيط لمجموعة من المفردات فإننا نرتب هذه المجموعة ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً ثم نبحث عن القيمة التي يسبقها ويليها نفس العدد من القيم. ومن أهم خواصالوسيط أنه يمكن إيجاده بيانياً، وكذلك يمكن إيجاده من الجداول خواصالوسيط أنه يمكن إيجاده بيانياً، وكذلك يمكن إيجاده من الجداول

المتوال Mode

المنوال هو القيمة الأكثر شيوعاً أى هو القيمة التى تحدث أو تتكرر أكثر من غيرها من بين قيم المجموعة وهو لذلك يناسب البيانات الوصفية الغير قابلة للقياس الكمى مثل ترتيب المفردات حسب ألوانها أو الأطعمة حسب تذوقها أو ... إلخ، وأهم ما يتميز به المنوال أنه يمكن إيجاده بيانيا، ويعيب المنوال أنه شديد الحساسية لتغير أطوال الفئات (فى حالة الجداول التكرارية) مما يقلل من أهميته واستخدامه عملياً. ويفضل المنوال فى الحالات التالية:

- ١ إذا أريد الحصول على معامل مركزى فى أقصر وقت ممكن دون
 الاهتمام كثيراً بالدقة فى حسابه.
- ٢ إذا كان هدف الباحث معرفة القيمة التي يتفق فيها أغلب أفراد
 المجموعة .(١)

Dispersion - التشتت - ۲

تدانا مقاييس النزعة المركزية على القيم المتوسطة للبيانات العددية أو على نجمعها. وهذه المقاييس وحدها لاتكفى لمعرفة الصفات الإحصائية اللازمة لوصف الظاهرة، فقد تكون الفروق بين الدرجات قليلة أو قد تكون كبيرة رغم تساوى قيم المتوسطات في كلتا الحالتين. بمعنى أننا قد نجد مفردات إحدى المجموعتين متجمعة حول متوسط المجموعة بينما مفردات المجموعة الأخرى منتشرة ومتباعدة عن متوسطها وعندئذ يقال أن المجموعة الأولى أقل تشتتاً من المجموعة الثانية. وعلى ذلك فالتشتت في أي مجموعة من القيم يقصد به درجات التفاوت أو الاختلاف بين قيم هذه المجموعة فإذا كانت قيم المجموعة متقاربة من بعضها البعض يكون التشتت

⁽۱) السيد محمد خيري، مرجع سابق، ص ٤٢.

صغيراً وإذا كانت متباعدة عن بعضها البعض أى متباينة يكون التشتت كبيراً. وتوجد عدة مقاييس تصلح لقياس درجة التشتت أهمها المدى، المناطقة الانحراف المعياري.

ا - الدي Range المسلمان المسلم

هو الفرق بين أقل قيمة وأكبر قيمة في المجموعة وهو يعد أبسط مقياس لحساب التشتت، لكن من عيوبه أنه يعتمد على القيمتين الطرفيتين فقط واللتين كثيراً ما تكونا شاذتين عن قيم المجموعة فإذا كانت إحدى القيمتين كبيرة جداً، والثانية صغيرة جداً فإن المدى سوف يبالغ في إظهار تشتت المجموعة، وسيظهره على غير حقيقته. ويكون المدى مضللاً في حالة مقارنة المجموعات التي يختلف عدد مفرداتها اختلافاً كبيراً، ذلك بالإضافة الى صعوبة حسابه من الجداول التكرارية وبخاصة المفتوحة.

7 - الانحراف الربيعي Quartile Deviation

من أهم عيوب المدى اعتماده على القيم الطرفية التى غالباً ما تكون متطرفة، ويمكن التغلب على هذا العيب بحذف بعض القيم، فإذا أهملنا الربع الأول والربع الأخير من هذه القيم فإنه يمكن الحصول على مقياس للتشتت يعتبر أفضل من المدى ويعتمد في حسابه على كل من الربيعين الأدنى والأعلى ويسمى بالانحراف الربيعي وهو عبارة عن نصف المدى الربيعي أي أن:

الانحراف الربيعي - الربيع الأعلى - الربيع الأدنى

Mean Deviation - الانحراف المتوسط - ٢

وذلك إذا اعتمدنا على متوسط القيمة العددية لانحرافات القيم عن وسطها الحسابى، وهذا المقياس يعرف بالانحراف المتوسط أى أن:

$$|\overline{u} - w|$$
 مجا س - \overline{w}

حيث أن س - س مى القيمة العددية لانحراف القيم عن وسطها الحسابي وحيث ن هى عدد المفردات.

٤ - الانحراف المياري Standard Deviation

وهو يعتبر من أهم مقاييس التشتت وأكثرها استخداماً لأنه يدخل في حساب الكثير من المقاييس الاحصائية الأخرى، وهو يعتمد على كل قيم المجموعة ونحصل عليه بتربيع انحرافات القيم عن وسطها الحسابى بدلاً من إهمال الإشارات كما في حالة الانحراف المتوسط وبذلك نحصل

وهذه الصيغة تعطى ما يسمى بالتباين (Variance) وهو عبارة عن متوسط مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابى، ولكى نحصل على مقياس للتشتت يكون مقيساً بنفس وحدات المتغير س نأخذ الجذر التربيعى فنحصل على الانحراف المعيارى:

٥ - الدرجة العيارية Standard Score

إن القيمة الخام في أى مجموعة من القيم لاتعطى معنى أو دلالة. ولاتستعمل عادة في المقارنات، ومن أجل ذلك تستخدم الدرجة المعيارية. وقد يحتاج الباحث إلى مقارنة مدى ارتفاع القيمة أو انخفاضها عن المتوسط أى الفرق بين القيمة والمتوسط مقيسة بوحدات من الانحراف المعيارى. أى أن:

والدرجة المعيارية على هذا النحو قد تساوى صفراً فى حالة تساوى القيمة بالمتوسط، كذلك قد تكون موجبة إذا كانت القيمة أعلى من المتوسط، وقد تكون سالبة إذا كانت القيمة أقل من المتوسط. وتوضح الدرجة المعيارية مركز قيمة معينة بالنسبة للمجموعة التى تقع فيها هذه القيمة. ومعنى هذا هو مقارنة هذه القيمة بالنسبة لمتوسط القيم الكلية. ويتطلب ذلك إيجاد كل من المتوسط الحسابى والانحراف المعياري لقيم المجموعة ككل ثم إيجاد الدرجة المعيارية لأحد القيم.

٣ - التشتت النسبي (معامل الاختلاف):

عند مقارنة التوزيعات التكرارية تقابلنا صعوبة الاختلاف في وحدات القياس وللتخلص من هذه الصعوبة يمكن استخدام مقياس نسبى للتشتت لايتأثر بوحدات القياس المستخدمة في كل من التوزيعين، فلو قسمنا الانحراف المعياري لكل توزيع على الوسط الحسابي له نحصل على مقياس نسبى للتشتت يعرف بمعامل الاختلاف حيث:

واستخدام التشتت النسبى لايقتصر فقط على التخلص من وحدات القياس ولكن يستخدم أيضاً لمقارنة التوزيعات التى يوجد فرق كبير بين متوسطانها حتى ولو كانت مقيسة بنفس وحدات القياس. وفى حالة الجداول التكرارية المفتوحة لايمكن حساب كل من الوسط الحسابى والانحراف المعيارى. لذلك تستخدم صيغة أخرى تعتمد على الربيعين الأعلى والأدنى. ولما كان معامل الاختلاف عبارة عن مقياس التشتت مقسوماً على مقياس المتوسط فإنه يمكن إيجاده بقسمة الانحراف الربيعي على الوسيط، وباعتبار أن الوسيط يساوى الوسط الحسابى للربيعين:

ونفس هده الصيغة تستخدم إذا أردنا إيجاد معامل الاختلاف بيانياً حيث يمكن حساب قيمة الربيعين الأعلى والأدنى من الرسم (من منحنى التكرار المتجمع).

والخلاصة أنه يمكن استخدام كل من هذه المقاييس (مقياس التشتت) في الحالات الآتية:

يمكن استخدام المدى عندما يراد تحديد اتساع التوزيع أى المسافة بين أقل القيم وأكبرها. وكذلك إذا ضمن الباحث عدم وجود قيم متطرفة غريبة عن المجموعة. أما بالنسبة لنصف المدى الربيعى فيستخدم عندما يراد الحصول على مقياس تقريبي للتشتت في وقت قصير، وكذلك عندما تكون في المجموعة قيم متطرفة تشذ عن القيم العادية، أو عندما يراد معرفة درجة نركز القيم حول الوسيط، أو عندما يراد الحصول على مقياس للتشتت في جدول تكراري مفتوح. ويستخدم الانحراف المتوسط أو الانحراف المعياري في الحالات التالية: عندما يقصد إعطاء أوزان لجميع الانحرافات وكذلك عندما يراد الحصول على معامل للتشتت على أكبر جانب من الدقة، ويفضل في هذه الحالة الانحراف المعياري.

الارتباط Correlation

الارتباط في معناه العلمي هو التغير الاقتراني، أو بمعنى آخر هو النزعة إلى اقتران التغير في ظاهرة بالتغير في ظاهرة أخرى، وإذا كانت المقاييس الإخصائية السابقة تهتم بوصف متغير واحد كمقاييس النزعة المركزية، وكذلك مقاييس التشتت. فإنه لدراسة الارتباط بين متغيرين نحتاج لمقياس يقيس لنا درجة العلاقة بينهما واتجاه هذه العلاقة فإذا وجدنا أن الزيادة في المتغير الأول تصاحبها زيادة في المتغير الثاني، وأن النقص في المتغير الأول بصاحبه نقص في المتغير الثاني نقول: أنه يوجد ارتباط طردي (موجب) بين هدين المتغيرين. أما لو كانت الزيادة في المتغير الأول يصاحبها نقص

فى المتغير الثانى والنقص فى المتغير الأول يصاحبه زيادة فى المتغير الثانى نقول أنه يوجد ارتباط عكسى (سالب) بين هذين المتغيرين، وفى بعض الحالات نجد أن الارتباط يكون تاما (سواء كان طرديا أم عكسيا) وفى هذه الحالات نستطيع معرفة أحد المتغيرين لو عرفنا المتغير الآخر. ويمكن تلخيص العلاقة بين متغيرين على النحو التالى: علاقة مطردة كاملة علاقة مطردة ناقصة – علاقة عكسية ناقصة – علاقة عكسية ناقصة - علاقة عكسية كاملة.

معامل الارتباط (بيرسون) Coefficient of Correlation

هو المعامل الذي يصف نوع العلاقة بين متغيرين وتنحصر قيمته بين ا ، - 1 فإذا كانت العلاقة مطردة كاملة كانت قيمة معامل الارتباط 1 ، وإذا كانت العلاقة عكسية كاملة كانت قيمته - 1 ، والارتباط الكامل لا وجود له عادة في الظواهر الطبيعية ، ويلاحظ أن المعامل الناتج في الأبحاث النفسية أو التربوية أو الاجتماعية يكون عادة كسراً موجباً أو سالباً تنحصر قيمته بين ± 1 .

حساب معامل الارتباط:

لقد وضع بيرسون مقياس للارتباط عرفه بأنه متوسط حاصل ضرب الدرجات المعيارية للمتغيرين حيث:

$$\left(\frac{\overline{u} - \overline{u}}{\overline{u}}\right) \left(\frac{\overline{u} - \overline{u}}{3u}\right) = \frac{1}{3au}$$

حيث ش ، عس هما الوسط الحسابى والانحراف المعيارى للمتغير س ، حيث ض ، عص هما الوسط الحسابى والانحراف المعيارى للمتغير ص ، ن هى عدد أزواج القيم. ونظراً لصعوبة الحساب بهذه الصيغة فقد اشتقت منها صيغ أخرى منها:

يستخدم هذا المعامل عادة لدراسة الارتباط بين البيانات النوعية أى تلك التى لايمكن قياسها كمياً وتعتمد هذه الطريقة على إعطاء المتغيرات رتباً لتحل محل القياس العددى، فإذا رتبنا مفردات المتغير س ترتيباً تصاعدياً أيضاً ووجدنا أن مفردات المتغير ص المناظرة لها مرتبة ترنيباً تصاعدياً أيضاً نستنتج وجود ارتباط طردى تام بين المتغيرين س ، ص . أما إذا رتبنا مفردات المتغير س ترتيباً تصاعدياً ووجدنا أن مفردات المتغير ص المناظرة لها مرتبة ترتيباً تنازلياً نستنتج وجود ارتباط عكسى تام بين المتغيرين س ، ص غير أن هذا الارتباط التام نادر الحدوث في الدراسات المتغيرين س ، من غير أن هذا الارتباط التام نادر الحدوث في الدراسات الاجتماعية والاقتصادية و ولقياس الارتباط بين مفردات المتغيرين س ، من نرتب كل منهما حسب أفضليته ثم نحسب الفرق (ف) بين كل رتبتين متقابلتين (فنجد أن مجه ف = صفر) وبحساب مربعات هذه الفروق يمكن ايجاد معامل الارتباط باستخدام العلاقة :

وعلى هذا فإن معامل ارتباط بيرسون يعتبر أكثر دقة من معامل سبيرمان لارتباط الرتب، لأن هذا الأخير يتناول في حسابه الرتب وليس القيم نفسها، فزيادة القيمة أو نقصها لايغير من قيمة المعامل المحسوب على

أساس الرنب مادامت هده الزيادة أو النقص لاتغير وضع القيمة بالنسبة للمجموعة، بينما يتأثر معامل ارتباط بيرسون بأى تغير فى القيم. ويعتبر هذا المعامل من أكثر المعاملات شيوعاً نظراً لدقته وتأثره بجميع القيم المعطاة، كما أن له مقاييس دقيقة لحساب مدى ثباته، كما أنه يدخل ضمن عمليات ومعاملات احصائية أخرى.

الطرق السابقة تعبر عن طرق قياس العلاقة بين الظواهر التي يمكن قياسها رقمياً. على أن الظاهرتين موضع الدراسة قد تكونا أحياناً مجرد صفات. فلا نستطيع استخدام معامل الارتباط لقياس العلاقة بين الظاهرتين. وفي مثل هذه الحالة توجد مقاييس أخرى يمكن استخدامها مثل «معامل الاقتران» والآخر يسمى «معامل التوافق».

معامل الاقتران؛

يستخدم معامل الاقتران لقياس الارتباط بين ظاهرتين وصفيتين يتم عرض بياناتهما في جدول مزدوج يشتمل على أربع خلايا يطلق عليه ، جدول الاقتران،

ų	í
٥	->

متدالمياك بكالعارات

النكرارات في خلايا جدول الأقتران

حيث أ، ب، ج، د تمثل عدد مفردات الخلايا كما هو موضح بالجدول السابق، وهذا المعامل يكون دائماً أفل من ١. وإذا كان يساوى صفراً أو قريباً منه كان ذلك دليلاً على عدم وجود اقتران أو على أن الاقتران

ضعيف. وإذا كان سالباً كان الاقتران عكسياً (١). معامل التوافق،

يستخدم معامل التوافق لقياس الارتباط بين ظاهرتين وصفيتين تعرض بياناتهما في جداول مزدوجة تحتوى على أكثر من أربع خلايا. يطلق عليها مجداول التوافق، وتقاس العلاقة بين الظاهرتين في مثل هذه الحالة بالمعامل الآتى:

معامل النوافق =
$$\sqrt{\frac{-1}{+}}$$

حیث ج = مج $(^{0} ^{0})^{1}$

ک ز × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر × ک و ر ×

حيث ك و ز رمزاً للتكرار فى الخلية الواقعة فى العمود (و) والصف (ز)، ك . ز رمزاً لمجموع التكرارات فى الصف ز ، ك و . رمزاً لمجموع التكرارات فى العمود و .

معامل فسای (۲)،

الأصل في معامل فاى أنه يصلح للمتغيرات غير المستمرة أى التي تنقسم إلى فئتين فقط مثل صواب وخطأ. أو نعم ولا ، أو واحد وصفر. ولذا فهر يصلح لتحليل مفردات أسئلة الاختبارات النفسية. لكن هذا لايمنع من تحويل المتغيرات المستمرة إلى متغيرات ثنائية الفئات ثم حساب فاى لها بعد ذلك.

طريقة حساب معامل ارتباط فاي:

يحسب معامل ارتباط فاى من التكرار الثنائى، والهامشى من المعادلة التالية:

⁽١) أحمد عبادة سرحان، صلاح الدين طلبة، أسس الاحصاء، دار الكتب الجامعية، ١٩٦٨، ص

⁽٢) فزاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٢٧٢، ٢٧٢.

(2+4) (++1) (++1)

على اعتبار أن أ يرمز إلى نسبة الخلية الأولى فى الصف الأول ب يرمز إلى نسبة الخلية الثانية فى الصف الأول ج يرمز إلى نسبة الخلية الأولى فى الصف الثانى د يرمز إلى نسبة الخلية الثانية فى الصف الثانى

الدلالة الإحصائية،

تعتمد علاقة العينة بأصلها على طريقة اختيار العينة وعلى عدد أفرادها. ويزداد اقتراب المقاييس الاحصائية للعينات من مقاييس الأصل كلما ازداد عدد أفراد هذه العينات، حتى تنطيق تلك المقابيس على بعضها نمام الانطباق وذلك عندما يصبح عدد أفراد العينة مساوياً لعدد أفراد الأصل، وتتحول بذلك مقاييسها لندل في جوهرها على الظاهرة الاحصائية في صورتها العامة الصحيحة. وتهدف الدلالة الاحصائية إلى الكشف عن مدى هذا الاقتراب. ولذا تزداد الثقة في مقاييس العينة كلما اقتريت من أصلها، أو كلما كان تذبذبها حول هذا الأصل ضيقاً. أو بمعنى آخر كلما كان انحرافها عن مقاييس الأصل صغيراً. ويقاس هذا الانحراف بأهم مقياس للتشتت وهو الانحراف المعياري للمتوسطات والمقاييس الاحصائية الأخرى ويسمى هذا النوع بالخطأ المعياري لأنه يدل على مدى الخطأ المحتمل لتلك المقاييس في ابتعادها أو اقترابها من أصلها الذي انتزعت منه. هذا ونستطيع أن نحدد مدى الانحرافات المعيارية لتلك المقاييس لنحدد بذلك مدى ثقتها فيها فالمدى الذي يمتد من -ع إلى +ع يختلف عن المدى الذي يمتد من -٢ع إلى + ٢ ع ، وهكذا نستطيع أن نستطرد في تحديد هذا المدى إلى المستوى الذي يقرر حدود الثقة في تلك المقاييس. وتسمى هذه الفكرة دلالة حدود

الثقة Confidence Limits وعندما نقيس الدلالة الاحصائية لمعاملات الارتباط نحاول تقرير ما إذا كان الارتباط قائماً فعلاً أم أنه يرجع فى جوهره إلى أخطاء العينات. فإذا كان الارتباط حقيقياً فإنه لايساوى صغراً، وإن كان غير قائم فى حقيقته فهو إذن يساوى صفراً. أى أننا نقيس مدى ابتعاده أو اقترابه من الصفر، وتسمى هذه الدلالة دلالة الفرض الصفرى Null Hypothesis.

الخطأ المعياري،

تعتمد فكرة الخطأ المعيارى للمقاييس الاحصائية المختلفة على التوزيع التكرارى لتلك المقاييس. فإذا اخترنا بعض العينات المتساوية فى عدد أفرادها، وكان الاختيار من أصل واحد، ثم حسبنا مثلاً متوسطات تلك العينات، فإن التوزيع التكرارى لتلك المتوسطات يميل إلى أن يكون اعتدالياً فى توزيعه. وكلما كان حجم تلك العينات كبيراً، أى كلما كثر عدد أفرادها، صغر إنحرافها المعيارى وضاق تبعاً لذلك انحرافها عن متوسطها العام.

الخطأ المعياري للمتوسط

تعتمد طريقة قياس الخطأ المعيارى للمتوسط على الانحراف المعيارى للعينة وعلى عدد أفرادها. وهو يتناسب تناسباً طردياً مع الانحراف المعيارى، وتناسباً عكسياً مع الجذر التربيعي لعدد أفراد العينة، أى أن:

تعتمد طريقة قياس الخطأ المعيارى للوسيط على نفس الفكرة التى اعتمدنا عليها في قياسنا للخطأ المعيارى للمتوسط. أي على التوزيع التكراري

للوسيط الذى نحسبه من العينات التى تنتمى فى جوهرها لأصل واحد، وعلى الانحراف المعيارى لتوزيع ذلك الوسيط. أى أن هذه الطريقة تعتمد على انحراف وسيط العينة عن المتوسط العام للعينات، لأن التوزيع التكرارى للوسيط يميل إلى أن يكون اعتدائياً فى شكله العام. وبما أن الوسيط ينطبق على المتوسط فى التوزيع الاعتدائى. إذن يقاس انحراف وسيط العينة عن المتوسط العام كما قسنا انحراف متوسط العينة عن المتوسط العام.

الخطأ العياري للنسبة،

يقاس الخطأ المعياري للنسبة بالمعادلة التالية:

حيث يدل الرمز ع على الخطأ المعيارى للنسبة أ ، ويدل الرمز أ على نسبة الاستجابات ، ويدل الرمز ب على نسبة الاستجابات الصحيحة إلى المجموع الكلى للاستجابات .

اختباركا للدلالة الإحصائية،

يعد هذا الاختبار من أهم اختيارات الدلالة الاحصائية وأكثرها شيوعاً لأنها لاتعتمد على شكل التوزيع التكراري، ولذا فهى تعد من المقاييس اللابرمترية أى مقاييس التوزيعات الحرة. ولأنها تحسب لكل خلية من خلايا أى جدول تكرارى ثم نجمع القيم الجزئية للحصول على القيمة الكارية لـ كالاوتستخدم كالالحساب دلالة فروق التكرار أو البيانات العددية التي يمكن تحويلها إلى تكرار مثل النسب والاحتمالات.

أساس الطريقة العامة لحساب كا"،

الأصل في كا أنها مقياس لمدى اختلاف التكرار المشاهد أو الواقعي عن التكرار المحتمل أو المتوقع وهي في الواقع مجموع مربعات انحرافات التكرار الواقعي عن التكرار المتوقع ثم تنسب مربعات الانحراف بعد ذلك إلى التكرار المتوقع. هذا وكلما زاد هذا الانحراف تبعاً لذلك دلالة الفرق بين التكرارين، الواقعي والمتوقع وأصبح طبقاً لهذه الزيادة متمايزاً عن الصفر، وتبين المعادلة التالية الطريقة العامة لحساب كا ٢:

حيث يدل الرمز مج على المجموع، والرمز ت و على التكرار الواقعى، والرمز ت م على التكرار المتوقع، ومعنى هذا حساب القيمة الجزئية لـ كالا لكل خلية من خلايا الجداول مهما كانت صورة هذه الجداول، ثم تجمع تلك النتائج للحصول على القيمة النهائية لـ كالا ، ثم تحسب قيمة كالا من الجداول عند مستوى المعنوية المرغوب وبدرجات الحرية المناسبة. فإذا كانت كالا المحسوبة من العينة أكبر من تلك التي حصلنا عليها من الجداول نرفض الفرض القائل بعدم وجود فرق معنوى (جوهرى) بين التكرارات المشاهدة المتوقعة. والعكس صحيح أن كانت كالا المحسوبة من العينة أصغر من كالا الجدولية.

اختبار, ت ، لدلالة فروق المتوسطات؛

يعد هذا الاختبار من أكثر اختبارات الدلالة شيوعاً. وهو يستخدم لقياس دلالة فروق المتوسطات غير المرتبطة والمرتبطة، وللعينات المتساوية وغير المتساوية.

ولاستخدام اختبار «ت» كاختبار لقياس دلالة الفرق بين متوسطى عينتين مستقلتين يستخدم القانون الآتى:

والمناز بالليلا بسروا يعا

$$\left(\frac{1}{10} + \frac{1}{10}\right) \frac{7}{10} + \frac{7}{10} + \frac{7}{10} = 2$$

حيث م - متوسط قيم العينة الأولى.

مى = متوسط قيم العينة الثانية.

ن، = عدد أفراد العينة الأولى.

ن، = عدد أفراد العينة الثانية.

ع، = الانحراف المعيارى للعينة الأولى.

ع - الانحراف المعيارى للعينة الثانية.

وبعد إيجاد قيمة (ت) من البيانات السابقة وحساب درجات الحرية (هى فى أية مجموعة هى عدد الحالات ناقصاً واحداً)، وهى فى حالة الفرق بين متوسط عينتين $= i_1 + i_2 - i_3$ ثم تحسب قيمة T من الجداول عند مستوى المعنوية المرغوب وبدرجات الحرية المناسبة. فإذا كانت قيمة T المحسوبة أكبر من تلك التى حصلنا عليها من الجداول نرفض الفرض القائل بعدم وجود فرق معنوى (جوهرى) بين المتوسطين. والعكس صحيح إن كانت قيمة T المحسوبة أصغر من T الجدولية.

تحليل التباين Analysis of Variance

يستخدم هذا التحليل توزيع ، ف ، لاختبار الفرض بأنه لايوجد فرق معنوى بين الأوساط الحسابية لأكثر من مجتمعين. ويجرى هذا الاختبار باستخدام بيانات ثلاث عينات أو أكثر. ويعتمد تحليل البيانات أساساً على تقسيم المجموع الكلى لمربعات الانحرافات عن الوسط الحسابي العام إلى قسمين:

١ - مجموع المربعات بين المجموعات.

٢ - مجموع المربعات داخل المجموعات.

وبقسمة مجموع المربعات على درجات الحرية المناسبة نحصل على متوسط المربعات. ويتم اختبار الفرض القائل بعدم وجود اختلاف بين متوسطات المجتمعات باستخدام توزيع اف، الخاص بالنسبة بين تباينين حيث:

مترسط المربعات بين المجموعات

ثانياً ، القياس ،

١ - معني القياس وأبعاده ،

القياس Measurement هو تحويل كمى للملاحظات. وينطوى القياس على ترجمة الخصائص أو العلاقات التى كشفت عنها الملاحظة، ترجمة عددية أو رقمية. ويمكن أن تتفاوت عملية القياس من الجدولة البسيطة لعدد الحالات فى فئات متعددة، إلى استخدام الإجراءات الإحصائية المعقدة (١).

أن أى ظاهرة لها وجود يمكن إخضاعها للقياس الكمى لدرجة معينة، غير أن الظواهر النفسية والعقلية تتميز بمعنويتها وتعقد العوامل المؤثرة فيها مما يجعلها تختلف عن الظواهر الطبيعية والمادية من حيث دقة القياس (٢).

⁽١) قاموس علم الاجتماع، مرجع سابق، ص ٢٨٤.

⁽٢) د. محمد خليفة بركات، الاختبارات والمقاييس العقلية، دار مصر الطباعة (١٩٥٤)، من ٤ - ٥.

ويقصد بالقياس تقدير الشئ المادى أو المعنوى بواسطة وحدة معينة لمعرفه عدد ما يحتويه من هذه الوحدة، وبعبارة أخرى هو تقدير الشئ تقديراً كمياً أو عددياً (١). وعلى ذلك فالقياس تحديد وتعبير عن الخصائص الاجتماعية والموضوعات والوقائع، في صور عددية تعبر عن مداها وشدتها ووزنها وما إلى ذلك من أبعاد وخصائص في الظاهرة موضوع الدراسة (١).

وللقياس شروط حيث أنه يوجد شبه إتفاق بين المهتمين بالقياس في المجال الاجتماعي على أنه يقوم على فكرة المتصل التي تعد فكرة أساسية ومحورية في نجاح القياس والإعداد الجيد للقياس. ولذلك من المتصور أن يستقطب هذا المتصل معظم الشروط الأساسية في القياس والتي يمكن إيجازها فيما يلى:

أولاً: صرورة أن يكون المتصل متجانساً ويتحقق هذا بتركير المتصل على شئ واحد في وقت واحد وأن يكون التركيز واضحاً دقيقاً بقدر الإمكان.

ثانياً: تقسيم المتصل إلى مسافات متساوية بقدر الإمكان من خلال مجموعة من النقط التي تحدد هذه المسافات.

ثالثاً: ضرورة التأكد من أن كل موضع وكل نقطة على المقياس موضوعة في مكانها الصحيح بالنسبة للنقط الأخرى.

رابعاً: أن يسمح المتصل بالإضافة المتجمعة الدالة Repreaducibility وهده الخاصية أو هذا الشرط، بمعنى وضع احتمالات مقادير الخاصية المقاسة في الاعتبار.

⁽١) د. أحمد عزت راجع، أصول علم النفس، مطبعة جامعة الإسكندرية، الطبعة الثالثة (١٩٥٧)، ص ٥٨.

⁽٢) د. غريب سيد أحمد، د. عبد الباسط عبد المعطى، مرجع سابق، ص ٥٠.

خامساً: نظراً لأن طبيعة المتصل ترتبط وتتجسد بالبنود المنتقاة، فيجب أن تمثل هذه البنود، المتصل تمثيلاً دقيقاً.

سادساً: يضاف إلى كل ما سبق وجود إطار تصورى واضح، محدداً لمفهومات دقيق القضايا، جوهرى في المتغيرات المراد قياسها وتوزيع العينة في ضوئها(١).

خطوات إعداد القياس،

أولاً: تحديد وحدات القياس: وهذه الوحدات أنواع وغالباً ما تكون وحدة صغيرة من الشئ الذى يقاس. وقد تكون الوحدة عبارة عن متغير يتضمن علاقة وظيفية ثابتة مع المتغير المراد قياسه.

ثانياً: تحديد نقطة الصفر المطلق. وتستازم عملية القياس تحديد نقطة بداية تكون واحدة بالنسبة لجميع الأشياء المراد قياسها حتى يمكن المقارنة بينها على أساس علمى سليم. وتعرف نقطة البداية هذه باسم نقطة الصفر المطلق. ومن اليسير تحديد نقطة الصفر هذه بالنسبة للمقاييس المادية، بينما يتعذر تحديدها في غالب الأحيان بالنسبة للمقاييس النفسية والاجتماعية.

ثالثاً: تحديد نوع المجتمع الذي تجرى عليه عملية القياس، لأنه من الضروري تحديد نوع المجتمع الذي تجرى عليه عملية القياس لأن ما يحدث في مجتمع قد لايحدث في مجتمع آخر، فإذا استخدم مقياس وضع لجماعة معينة فقد لا يصلح لاستخدامه مرة ثانية على جماعة أخرى.

رابعاً: التأكد من ثبات المقياس.

⁽١) المرجع السباق، ص ١٦٣ ، ١٦٤.

٢ - التكميم في علم الاجتماع ،

نبعت فكرة القياس ومحاولة تكميم الظواهر الاجتماعية عن الروح العلمية التي سادت مع مطلع هذا القرن والتي كانت تؤكد أن العلم يعني القياس (١). ويستعمل القياس في كل حالة يتسنى فيها الوصف بالأرقام، ويدخل صمن القياس العد والترتيب تصاعدياً أو تنازلياً بالنسبة لخاصية معينة أو صفة خاصة، فنستطيع أن نرتب عدداً من الأشخاص من حيث الطول أو الوزن أو المستوى ... إلخ، طالما أن هذه الصفات الجسميه أو الاجتماعيه أو النفسيه يمكن أن تختلف من فرد إلى آخر من الناحية الكمية. وترتيب الأشخاص أو الأشياء يفيد كثيراً في مقارنتها بعضها ببعض، بل ويفيد أيضاً في بيان مركر الفرد بالنسبة لمجموعته، لكن طريقة ترتيب الأفراد لاتفيد أكثر من ذلك، فهي لاتدل على مقدار امتلاك الشخص للصفة المطلوبة إلا بدرجة نسبية، أي أنها لا تدلنا مثلاً على مدى تفوق الأول على الثاني، كما لايمكن أن نستنتج من الترتيب أن الفرق بين الثاني والأول يعادل الفرق بين السادس والخامس، بالرغم من أن الفرق في الرتب متساو في الحالتين. فالرتب لاتخضع المعايات الحسابية المعتادة كما تخضع الدرجات أو القيم كالدقائق والأرطال والدرجات، بينما لو أمكن تحديد قيم للأفراد، أتاحت هذه القيم فرصاً كثيرة لاستنتاجات تتعلق بهذه القيم، كما يمكن استخدام هذه القيم في عمليات أخرى يستفيد بها الباحث لأغراض شتى، والطريقة الشائعة لاستخدام القياس تكون بإعطاء الفرد أو الشئ قيمة خاصة. فالباحث في علوم التربية والنفس والاجتماع يطبق اختباراً ما على عدد من الأشخاص ويعطى كلاً منهم درجة تدل على مدى تحصيله أو مدى اتصافه بصفة معينة أو درجة اعتناقه لرأى اجتماعي معين وتحديد قيمة الشئ عدديا فيه فرض

⁽۱) د. محمد على محمد، مرجع سابق، ص ٧٠

ضمنى بأن الصفة التى نقيسها لها وحدات يمكن اتخاذها أساساً للتقسيم. كما أن فيه افتراض ضمنى آخر وهو أن الوحدات تسير بتسلسل منتظم وبفترات متساوية، وفى أغلب الاستبيانات الاجتماعية يتخذ عدد الإجابات به ونعما أو ولا، مقياساً للاتجاه العقلى أو شدة أو مدى اعتناق الشخص لفكرة خاصة (١).

والقياس بمعناه العام مقارنة ترصد في صورة عددية، كمقارنة الأطوال بالمتر، والأوزان بالكيلوجرام، أي أن نتيجة المقارنة تتحول إلى أعداد نسميها درجات، (والدرجات جمع درجة والدرجة تعنى المرتبة والطبقة)(١). وبالرغم من أن درجات الاختبار التحصيلي أو النفسي أوالاستبيان لاتختلف عن القيم المادية - التي تصف الأشياء الطبيعية الأخرى كالحجم والمساحة ... إلخ . في أنها تخضع للعمليات الحسابية المختلفة كالجمع والطرح والضرب ... إلخ، إلا أن هناك فرقاً بينهما هو أن المقاييس المادية لها صفر مطلق، بمعنى أن ٣٠ رطلاً في الوزن تعادل ضعف ١٥ رطلاً، لأن الكمية الأولى ترتفع عن الصغر المطلق ثلاثين وحدة بينما ترتفع الثانية خمس عشر وحدة فقط، بينما لايمكننا أن نطبق هذا في الدرجات القياسية في الاختبارات مثلاً، فقيمة درجة ١٠ في اختبار عقلي لايمكن أن تعادل ثلث درجة ٣٠ في نفس الاختبار، ذلك لأننا لايمكننا أن نفترض وجود صفر لهذا التقدير فهذا معناه في مثل هذه الحالات عدم وجود القدرة على وجه الإطلاق(٢). وتعتمد المقارنة على النواحي الوصفية والنواحي الكمية. وتهدف النواحي الوصفية إلى الكشف عن وجود الصفة أو عدم وجودها، كمقارنة الأطوال بالأوزان لتحديد الفروق القائمة بينهما حتى يتحدد بذلك نوع القياس الصالح لكلا

⁽۱) د. السيد محمد خيري، مرجع سابق، ص ٣٦.

⁽٢) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٢٧ .

⁽٣) د. السيد محمد خيري، مرجع سابق، ص ٣٧.

⁽١) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٢٧.

منهما، حتى لايظن أن الطول يقاس بالكيلوجرام والوزن بالمتر. ونهدف النواحى الكمية إلى الكشف عن درجة وجود الصفة بعد أن كشفت المفارنة الوصفية عن وجودها وتمايزها. وهكذا تعتمد الجداول الاحصائية على التصنيف الوصفى والرقمى للظواهر المختلفة فهى بذلك تقسم الصفات إلى أنواع لها أهميتها بالنسبة لهدف البحث، ثم تقسمها إلى درجات تقاس بها كل صفة من تلك الصفات أى أنها تبدأ وصفية وتنتهى رقمية (١).

والحقيقة أن تحويل الملاحظات والشواهد إلى صيغ رقمية أو كمية كمعاملات الارتباط، والتحليل العاملي، والأساليب الاحصائية الأخرى، ما هو إلا جزء أو جانب مفيد في عملية نمو البحث في كثير من العلوم بما في ذلك علم الاجتماع (١).

ومن الإسهامات الهامة التي ظهرت في النراث السوسية وجي وأكدب على فكرة القياس ومحاولة تكميم الظواهر الاجتماعية ، تلك الدراسة التي قدمها ، فريد ريك لوبلاي ، حينما درس ، ميزانية الأسرة ، زاعما أن الأسرة هي العنصر الأساسي في المجتمع وأن فهم الأسرة يتحقق من خلال النظر إلى نمط دخل الأسرة وأسلوب حياتها . وبغض النظر عن مدى صحة هذه القضية فإن الشئ الذي يهم في هذا الصدد هو أنه أكد الفكرة القائلة بأن العالم الاجتماعي ينطوي على ظواهر قابلة للقياس . كذلك أسهمت دراسة ، دوركايم ، عن ، الانتحار ، في دعم هذه الفكرة أيضاً ، حيث استخدم دوركايم بيانات احصائية رسمية عن حالات الانتحار الفردية من بعض أقطار أوريا ، وحاول أن يختبر الفرض القائل : أن الانتحار لايفسر بعوامل مثل المناخ ، أو النواحي البيولوجية والنفسية ، وإنما يفسر بالرجوع إلى الوقائع الاجتماعية ذاتها ، وذلك بالكشف عي اختلاف معدلات الانتحار باختلاف الجماعات ذاتها ، وذلك بالكشف عي اختلاف معدلات الانتحار باختلاف الجماعات

⁽٢) سيماشيف، مرجع سابق، ص ٤٨٤

⁽۱) محمد على محمد، مرجع سابق، ص ۷۱. (۱) د عریب سید أحمد، البحث الاجتماعی، جـ ۱، مرجع سابق، ص ص ۱۲۸، ۱۲۹،

الدينية، والنوعية والعمرية(١).

٣ - أنواع القياس في علم الاجتماع:

أ - قياس القيم الاجتماعية ،

نال موضوع القيم الكثير من الاهتمام في العلوم الاجتماعية، وقد يرجع ذلك لوقوع صوضوع القيم على خط مشترك بين أكثر من علم كعلم الاجتماع، والأنثريولوجيا وعلم النفس الاجتماعي. وإذا كان الاهتمام متنوعاً لتنوع رؤيا هذه العلوم للظاهرات، وتنوع الأطر التصورية والاتجاهات النظرية داخل كل علم من العلوم فيمكن أن يشير ذلك إلى حقيقة تتعلق بتعريف القيم، ألا وهي عدم وجود اتفاق بين دارسيها على تحديد المفهوم وعناصره. وهذه الحقيقة ذات شهين:

أحدهما : نظرى مرتبط بنوع الفكر القائم وراء تحديد المفهوم.

والثانى: منهجى يتعلق بالشروط المنهجية الفردية للمفهوم والتى تعد خطوة أساسية فى مقياس القيم الاجتماعية، ذلك لأن مسألة القياس هذه ليس من المنطقى أن تتم بشكل دقيق موثوق فيها، إلا إذا كان المفهوم نفسه دقيقاً من جانب، وإذا كان تصنيف القيم منطقياً من جانب آخر. وعلى ذلك ظهرت عدة محاولات لتعريف القيم وتحديدها وبالتالى محاولات لقياس القيم.

وقد استخدم العلماء الذين حاولوا قياس القيم العديد من الأدوات والأساليب يمكن تصنيفها وتقسيمها إلى مجموعتين:

١ - مجموعة أدوات جمع البيانات المألوفة والمناحة في البحوث الاجتماعية

⁽۱) محمد على محمد، مرجع سابق، ص ۷۱. و

كالاستيبار والاستحبار وتحليل المصمون والاختبارات النفسية الاسقاطية كاحتبار نفهم الموصوع TAT واختبار رورشاخ.. وما إلى ذلك.

عدد من المقاییس التی صممت حصیصاً لقیاس القیم کاختبار ،فرنون، و
 البورت، الذی نشراه ۱۹۳۱ وانضم إلیهما فیه ،لینوری ۱۹۵۱، وهو
 اختبار یعتمد علی تصنیف ،سبرانجر، ومقیاس القیم الفارقة (۱).

ب - القياس الطبقي ،

يمكن إجراء عملية القياس الطبقى عن طريقين يتمثل الأول فى إيجاد مؤشرات معينة للوجود الطبقى مثل أسلوب الحياة أو التنشئة الاجتماعية أو مختلف التقييمات التى يعطيها أعضاء كل نموذج موضوع الدراسة. ويتمثل الطريق الثانى فى إيجاد مجسات للتدرج الطبقى كالبعد الاقتصادى أو المهنى أو التعليمي، ويعتبر الطريق الأول أساس الانجاه الكيفى فى حين يعتبر الطريق الثانى عماد الانجاه الكمى فى القياس الطبقى (٢).

أ - القياس الكمي :

تنحصر اتجاهات القياس الكمى للوضع الطبقى فى اتجاهين يعتمد أولهما على تعدد أبعاء القياس باعتبارها محكات متكاملة يشغل الفرد بمقتضاها وضعاً اجتماعياً معيناً داخل هرم الترتيب الطبقى، ويعتمد انثانى على محك وحيد للقياس الطبقى،

ب - القياس الكيفى ،

ويستند القياس الكيفى على التقييم Evaluation ويمكن التمييز بين التقويم القائم على الإحساس Feeling الطبقى والتقويم المعتمد على الوعى الطبقى Consciousness باعتبارها قضيتين متناقضتين. وحينما يعتمد

⁽۱) د. غريب سيد أحمد، ديناميات العلاقات الاجتماعية، ١٩٧٥، ص ص ١٩٧٠: ١٧٤. (١) د. أحمد عزت راجح، أصول علم النفس، جـ ١، دار المعارف، ١٩٧٧، ص ص ٤٢٨،

القياس الطبقى على التقويم الكيمى، فهذا فائم على مدى الوعى الطبقى والمعرفة بأعضاء المجتمع المحلى حتى يتسنى أن يحقق التقويم الكيفى هذفه للقياس.

ج - قياس الرأي العام ،

لكى يمكن الإفادة من الرأى العام يلجأ رجال الإعلام والقادة بصفة خاصة إلى قياسه لتحديد مدى امكانية توجيهه نحو الأهداف العليا التى يسعى إليها المجتمع. وفى ذلك يحاولون معرفة اتجاهات الرأى العام لتوضيح أثر وسائر الانصال والدعاية فى قضايا تهم المجتمع من ناحية، ولتوضيح الفجوات التى تفصل بين أعمال القادة وبير الحاجات الجماهيرية والهيئات الخاصة. وإلى دفع المواطنين إلى تكوين الآراء والميول. ومساعدة الحكام على القيام بعملهم بطريفة تؤثر فى الناس. بالإضافة إلى أن قياس الرأى العام يكشف عن دور بعض الجماعات الخاصة ذات الأثر الفعال على الرأى العام، كما أن دراسة وقياس الرأى العام تفيد أخيراً على التقدم العلمي فى مجال العلوم الإنسانية سواء من حيث النظرية أو المنهج على السواء.

ولقياس الرأى العام طرق كثيرة ومتعددة منها طريقة الاستفتاء أو الاستبيان بالإضافة إلى أن علماء الاجتماع يستخدمون طريقة المسح، وتقوم على تجميع منظم لأكبر عدد ممكن من المعلومات لمعرفة الرأى العام للمجتمع في مشكلة ما سواء كان هذا الرأى ظاهراً أو في حالة كمون أو اختفاء وهناك طريقة ثالثة لقياس الرأى العام وهي طريقة تحليل المضمون التي ترجع أهميتها في نظر رجل الإعلام إلى أنها تساعده دائماً على معرفة اتجاهات الرأى العام العالمي بالذات وهو الرأى الذي تهتم به الحكومات وترى أنه من الضروري لها أن تقف عليه وبمقدار علمها بهذا الرأى العالمي يكون نجاحها في رسم سياستها الخارجية (۱).

د - قياس الشخصية ،

لقياس الشخصية أهداف عملية وعلمية مختلفة. وتتلخص الأهداف العملية في التوجيه المهنى والاحتيار المهنى وتشخيص أسباب سوء التوافق لدى المشكلين والجانحين ومضطربي الشخصية وقياس مدى التحسن في العلاج النفسى. أما الأهداف العلمية فتدور حول دراسات نظرية للإجابة على أسئلة كالآتية:

كيف تتغير شخصية الفرد بتقدمه فى العمر ؟ ما صلة الشخصية بالرضع الاجتماعى الاقتصادى للفرد ؟ ما أثر البيوت المعيبة المحطمة فى شخصيات من ينشئون فيها من الأطفال؟

· Analitic الانجاه التحليلي في قياس الشخصية

يرى علماء النفس التجريبيون الذين لايرضون بغير القياس الموضوعى الشخصية (وعلى رأسهم اتباع مدرسة المثير والاستجابة ومدرسة التحليل العاملى) أن الشخصية مجموعة من سمات، وأن السمات يمكن أن تقاس فرادى، وأن تحليل الشخصية إلى سمات لايمس وحدة الشخصية، لذا يستخدم هؤلاء العلماء الاختبارات والاستخبارات وموازين التقدير للحكم على الشخصية وقياسها.

ب - الاتجاه الكلي في قياس الشخصية Holistic :

أما أتباع مدرسة التحليل النفسى ومدرسة الجشطلت والأطباء النفسيون فيرون أن الشخصية تنظيم دينامى لايقبل التجزئة لأنه ليس مجرد مجموعة من سمات، بل مجموعة بين أجزائها تفاعل وعلاقات، وعلى ذلك فالطريقة الحقة للحكم على الشخصية ودراستها هى دراسة الإنسان بكليته لا دراسة سمات مجردة منعزلة (١).

⁽٢) د. عبد الرحمن محمد عيسرى، علم النفس في الحياة المعاصرة، دار المعارف، ١٩٧٩، ص

طريقة قياس الشخصية ،

يمكن قياس الشخصية عن طريق المقابلات والملاحظة والاختبارات مثل الاختبارات الإسقاطية، والاختبارات الموقفية، والاستخبارات، وتشمل طرق قياس الشخصية الاختبارات الآتية:

- ١ الاختبارات الموقفية.
- ٢ الاختبارات الإسقاطية.
- ٣ الاختبارات التأويلية والتجسيدية وتشمل:
 - أ اختبار بقع الحبر لرورشاخ.
- ب اختبار تفهم الموصوع TAT.
 - ج اختبار الأصوات الخافنة.
 - د اختبار تكميل الجمل.
 - ه اختبار الاتجاهات العائلية (١)

٤ - القياس الاجتماعي ،

القياس الاجتماعي ميدان من ميادين علم النفس الاجتماعي يؤكد الجوانب الكمية للظواهر الشخصية المتبادلة، مع اهتمام بصفة خاصة بقياس التفضيلات. وريما كان أول من استخدم كلمة قياس اجتماعي هو ،كوست Coste، حين وضع دليلاً للقوة الاجتماعية (السكان × كثافة السكان) ودليلاً للألفة الاجتماعية (القوة الاجتماعية ÷ السكان) وهو اتجاه سوسيومتري في

(1)

ص ۲۱۷ ، ۲۲۹.

⁽١) د. محمد عاطف غيث، قاموس علم الاجتماع، مرجع سابق، ص ٤٦٥، ٢٦١.

دراسة الديموجرافيا. وفي عام ١٩٣٤ كتاب ،مورينو Moreno عن القياس الاجتماعي يقول: بيتناول القياس الاجتماعي الدراسة الرياضية للخصائص السيكولوجية للناس تجريبياً، والنتائج التي نحصل عليها بالطرق الكمية، وأكد كذلك أهمية النجاذب والتنافر التلقائي، واهتم أيضاً بديناميات الجماعات الصغيرة وبخاصة ابتكار الفرد وتلقائيته. ولقد أصبحت هناك اتجاهات سيكولوجية وأخرى سوسيولوجية في دراسة القياس الاجتماعي. وفي عام ١٩٤٣ حاول ببين R. Bain أن يؤلف بين المفاهيم السوسيومترية فذهب إلى أن القياس الاجتماعي سوف يظل مصطلحاً أساسياً في وصف كل قياس للبيانات المجتمعية والشخصية المتبادلة. غير أن بيجيرستن، بعد دراسة له عن تعريفات القياس الاجتماعي، وضع التعريف التالي:

«القياس الاجتماعي هو قياس كافة العلاقات المتبادلة بين الإنسان والحيوان، ولكن التأكيد الأساسي ينصب على قياس التفضيلات الإنسانية، وقد ذهب إلى أن القسم الأول من هذا التعريف يعد تعريفاً للقياس الاجتماعي، أما القسم الثاني فهو تعريف لسيسومترية التفضيل(١).

والقياس الاجتماعي يطلق على طريقة خاصة تنبع في قياس العلاقات الاجتماعية، وقد لخص الدكتور السيد محمد خيرى تلك الطريقة كما عرضت لها «هيلين جنجز Helen Jennigs»، وهي التي اشتركت مع «مورينو» في اقتراح هذه الطريقة، ويمكن وصف طريقة القياس الاجتماعي بأنها وسيلة توضح في بساطة وبمساعدة الرسم التكوين الكامل للعلاقات الكائنة في وقت محدد بين أفراد جماعة خاصة، فالخطوط الأساسية للعلاقة أو النموذج الذي يوضح الجذب والنفور في أوسع مدى تصبح واضحة من نظرة بسيطة لهذه الطريقة، وقد طبقت هذه الطريقة في مواقف اجتماعية كثيرة، في الجماعات

⁽١) د. محمد عاطف غيث، قاموس علم الاجتماع، مرجع سابق، ص ٤٦٦، ٤٦٥.

والفصول الدراسية والجيش والسجون والمؤسسات الصناعية وغير ذلك من المجتمعات والمؤسسات الأخرى. وإذا فهم الأساس الذى تبنى عليه هذه الطريقة يمكن تطبيقها فى وصف العلاقات الاجتماعية بين أفراد أى مجموعة يجرى عليها البحث الاجتماعي، وأمكن عن طريقها اكتشاف الكثير عن شخصيات الجماعة ومدى علاقة ونوع تأثير كل فرد على الآخر مما يفيد فى دراسة ظاهرة الزعامة والانقياد، والصداقة وعواملها وتفكك الجماعة وتماسكها(۱).

ويبدو أن مصطلح القياس الاجتماعي Sociometry قد وضع على غرار مصطليح والقياس الحيوى Biometris، ووالقياس الاقتصادي Econometrics، على الرغم من أن مضمون مصطلح القياس الاجتماعي بختلف عنهما تمام الاختلاف ويهدف القياس كما يذهب رائده ومورينوو إلى تقذيم معنى دقيق ودينامي لقوانين النطور الاجتماعي والعلاقات الاجتماعية، ويدرس الاجتماعية، ويدرس أيضاً الأشكال المعقدة التي تنشأ من قوى الجذب Attraction والنفور القياس الاجتماعي يدرس الجماعات. بالإضافة إلى أنه يمكن القول بأن القياس الاجتماعي يدرس الجماعة الإنسانية ككل، بحيث ينظر إلى كل جزء منها في ضوء علاقته بالكل، في الوقت الذي ينظر فيه إلى الكل في ضوء علاقته بالكل، في الوقت الذي ينظر فيه إلى الكل في ضوء علاقته بكل جزء

ويهتم القياس الاجتماعي بدراسة العلاقات التي تنشأ بين الأفراد، تاركاً دراسة الأفراد أنفسهم لعلم النفس^(٢).

⁽۱) د. السيد محمد خيري، مرجع سابق، ص ٥٠١.

⁽٢) نيقولا تيماشيف، مرجع سابق، ص ٢٠٢.

وتتألف كلمة Sociometry من الناحية اللغوية من مقطعين الأول Metrum وتعنى باللاتينية القياس، وكلمة Socius وتعنى باليونانية مجتمع أو جماعة، ومن ثم تعنى السوسيومترية القياس الاجتماعي أو قياس العلاقات الاجتماعية أو هي قياس العلاقات داخل الجماعة. وقد حدد مورينو، النسق السوسيومتري على أنه نسق للقوانين الاجتماعية (سوسيونومي) Socionomy وينقسم إلى ثلاثة فروع هي : علم ديناميات الجماعات والعلاقات بينها (السوسيوديناميكا) Sociodynamics وعلم القياس الاجتماعي (السوسيومترى) وأخيراً علم العلاج الاجتماعي (سوسياتري) Sociatry والسوسيومترية في هذا النسق هي علم قياس العلاقات الاجتماعية حيث أنها تمثل نسقاً هندسياً للقياس الاجتماعي يعتمد أساساً على الاختبارات السوسيومترية، وهي لاتمثل علم اجتماع كمي، ولكنها محاولة لتقدير ما هو اجتماعي، ومن ثم يكون التأكيد على الناحية الاجتماعية، ثم على القياس ثانية. وتعتمد عناصر هذا النسق ككل بعضها على بعض، ولكننا حين نأخذ النواحي العملية في الاعتبار، سنجد أن الأهمية النسبية لهذه الفروع سوف تختلف، إذ ستصبح عمليات العلاج الاجتماعي في المقدمة، وسيأتي علم القوانين الاحتماعي في آخر الترتيب(١).

ويتلخص الاختبار السوسيومترى فى أن يطلب من كل مبحوث أن يحدد اختياراته للزملاء فى مواقف مختلفة كاللعب أو العمل أو الدراسة. وقد يحدد فى الاختبار عدد مرات الاختيار أو الأعراض التى يمكن أن يقدمها المبحوثون. أو يترك بلا حدود، تبعاً لنطاق البحث ومجاله. ومن ناحية أخرى يتطلب الاختبار السوسيومترى بيان اختيار الأفراد بهدف إيجاد عدد من الارتباطات بموقف جماعة معينة أو نشاطها، ويطلق على أساس الاختيار

⁽۱) د. محمد على محمد، مرجع سابق، ص ١٧٤ - ١٧٥.

بصفة عامة السؤال السوسيومترى أو المحك السوسيومترى. وقد يكون ذلك عاماً جداً وقد يكون محدداً جداً. وتختلف عدد الاختيارات الموزعة بين هذين الطرفين وقد تكون مركزة حول أشخاص معينين أو عدد منهم وتقدم الاختبارات بياناتها في شكل رسم بياني يسمى بالسوسيوجرام، وهو يعنى خريطة للجماعة تستخدم فيها رسوم مناسبة، تشير إلى الاختيارات الإيجابية والسلبية لأعضاء الجماعة، ويتيح السوسيوجرام تجميع الذرات الاجتماعية باعتبارها تمثل شكل المجموع الكلي للعلاقات التي تحيط بكل فرد والتي قد تكون كثيرة أو قليلة. والذرات الاجتماعية النفسية، ليست سوى أجزاء أو نمط أو نطاق أكهر هو الشبكة الاجتماعية النفسية، والمقصود بكلمة ، ذرة، تلك النواة التي يلتف حولها الأفراد حين يدخلون في علاقات شخصية متبادلة. وللذرة شكلان أساسيان هما الذرة الاجتماعية والذرة الاقافية.

وتوجد عدة مفاهيم أخرى تستخدم فى القياس الاجتماعى نذكر منها النجم والمعزول والمهمل والمنبون والاختيار المتبادل والزمرة السوسيومترية.

إن أساس نظرية الاختبار السوسيومترى هو تطبيق نتائجه في ترتيب الجماعات الفعلي أو إعادة ترتيبها وبخاصة فيما يتعلق بالجماعات الرسمية، وخلاصة الأمر أن السوسيومترية توضح مدى تماسك الجماعة وتكشف عما بها من تكتلات أو انشقاقات أو تجمعات وتكشف أيضاً عما يوجد من شخصيات لها وزنها داخل الجماعة وتساعد على تنصيب القادة في الجماعات المختلفة فيما يضمن على الأقل تماسك الجماعة واستمرارها كجماعة (1).

⁽١) د. محمد على محمد، المرجع السابق، ص ٧٠٠.

٥ - قياس الانتجاهات ،

اختلفت آراء العلماء حول تعريف أو تحديد معنى الاتجاه بأنه الموقف متوماس Thomas ، و وزنانيكى Znanieki يعرفان الاتجاه بأنه الموقف النفسى للفرد حيال إحدى القيم والمعاييره، ويعرفه وبوجاردوس Bogardus النفسى للفرد حيال إحدى القيم والمعايير، ويعرفه وبوجاردوس Bogardus بأنه الميل الذي ينحو بالسلوك قريباً من بعض عوامل البيئة أو بعيداً عنها، ويضفى عليها معايير موجبة أو سالبة تبعاً لاجتذابه لها أو نفوره منها، أى أنه بذلك يؤكد البيئة الخارجية. أما والبورت Allport، فيعرف الاتجاه بأنه وحالة استعداد عقلى عصبى نظمت عن طريق التجارب الشخصية، وتعمل على توجيه استجابة الفرد لكل الأشياء والمواقف التي تتعلق بهذا الاستعداد(۱).

وخلاصة هذه التعاريف: أن سلوك الفرد في موقف ما ليس وليد الصدفة، وإنما هو محصلة المعانى التي كونها من خبراته السابقة والتي تميل بالسلوك نحو وجهة معينة. ويمكن القول بأن الاتجاه عاطفة إلا أنه أقل منها في الجدة الانفعالية. ويعنى ذلك اختلاف الأفراد في اتجاهاتهم تبعاً لاختلاف الخبرات والمواقف التي يتعرضون لها، والعلاقات التي يتفاعلون في إطارها(٢).

فالانجاه العقلى إذن هو حالة استعداد كامنة يظهر أثرها إذا ما ظهر المثير المتعلق بها وقد يكون الانجاه شئ مادى خاص أو مجموعة أشياء، وقد يكون نحو شئ معنوى (٢).

ويستخدم المشتخلون بالعلم الاجتماعي، مفهوم الاتجاه بطرق مختلفة تختلف باختلاف الأطر التصورية والنظريات السائدة في كل علم من العلوم

⁽١) د. عبد الباسط محد حسن، مرجع سابق، ص ٣٧٨ - ٣٧٩.

⁽٢) د. انتصار يونس، السلوك الإنساني، دار المعارف، القاهرة، ١٩٦٧، ص ٤٣٦.

⁽٢) د. السيد محمد خيري، مرجع سابق، ص ٥٠٩.

الاجتماعية وبالرغم من هذا التباين فى الاستخدام والتغاير فى التعريف، إلا أن ثمة قدراً مشتركاً من الاتفاق بين الباحثين بصدده، إذا ما قورن بتعريف القيمة الاجتماعية، وثمة ملاحظة لا تخلو من أهمية تتمثل فى أن البعض يستخدمون مصطلحى القيمة والاتجاه، وكأنهما يشيران إلى شئ واحد أو ظاهرة واحدة، مع أنهما متباينان سوسيولوجيا وسيكولوجيا (١).

ورغم كثرة التعريفات التى قدمت بخصوص الاتجاه تلك التى تؤكد غموض هذا المفهوم أو المصطلح إلا أن التعريف الذى صاغه «البورت» يعد أكثر التعاريف شيوعاً وانتشاراً. وقد حاؤل الدكتور «محمد على محمد» تقديم تعريف للاتجاه هو: «إن الاتجاه هو تنظيم مستمر نسبياً للمعتقدات التى تتصل بموقف أو موضوع بحيث تجعل المرء على استعداد طبيعى للاستجابة لهذا الموقف أو الموضوع بطريقة مفضلة».

وعلى ذلك فأول خاصية يتميز بها الاتجاه هى الاستمرار النسبى لأن بعض الاستجابات تتميز بأنها وقتية ومن ثم لا تدخل هذه الاستجابات فى نطاق الاتجاهات.

والخاصية الثانية للانجاهات هى أنها تمثل تنظيماً للمعتقدات Organization of Blief وكل معتقد يدخل فى تكوين هذه الانجاهات ينبغى أن يشتمل على ثلاثة عناصر أساسية هى:

الأول العنصر المعرفي Cognitive Component يمثل معرفة الشخص حول ما هو صحيح أو خطأ، حسن أو سيئ، مرغوب أو غير مرغوب.

والثاني عنصر عاطفي لأن المعتقد يثير عواطف تختلف درجة شدتها تتمركز حول موضوع المعتقد ذاته.

⁽١) د. غريب سيد أحمد، عبد الباسط عبد المعطى، مرجع سابق، ص ١٨٨.

والثالث عنصر سلوكى Behavioral ذلك أن كل معتقد ينطوى على توجيه للفعل أو السلوك نحو مضمون هذا المعتقد.

والخاصية الثالثة للاتجاهات هى خاصية التنظيم، ذلك أن الاتجاه ينطوى على مجموعة من العناصر المكونة له، وينبغى أن نحدد الأبعاد التى يتم وفقاً لها تحديد العلاقة بين هذه المكونات فى أطار البناء الكلى الذى يشتمل عليها.

إلا أن ارتباط مفهوم الاتجاه بمصطلح المعتقدات يعد فى ذاته جانباً من مشكلة الغموض التى تعترض هذا المفهوم بالإضافة إلى ارتباطه بمفاهيم أخرى متشابهة مثل القيمة والمعيار، والأيديولوجية، والحكم والرأى والمذهب...إلخ، وإذا كان قد ظهر فى التراث العديد من التعريفات لمفهوم الاتجاه ومحاولة ربطه بمصطلحات أخرى فمن الأفضل أن نتمسك فى هذا الصدد بالتعريف الإجرائى للاتجاهات وهو التعريف الذى ينقل المدلول أى مدلول المفهوم إلى حيز الوجود والواقع (۱).

طرق قياس الانتجاهات ،

هناك طرق مباشرة وأخرى غير مباشرة لقياس الاتجاهات، إن عملية وضع عدد من الوحدات في صورة مقياس يقصد به ترتيبها بين حدين بحيث يكون بين كل وحدتين متاليتين مسافة محددة، وهذه وسيلة لتحويل الحقائق النوعية إلى متغيرات عديية. وتختلف مقاييس الاتجاهات اختلافاً كبيراً في الخطة العملية التي تتبعها، ولكنها تقوم جميعاً على أساس الحصول على استجابات لفظية لمواقف معينة، وتهدف إلى تحديد مركز الغرد في مقياس متصل Continum ويتحدد هذا المقياس عادة بطرفين متباعدين هما منتهى الرفض ومنتهى القبول(1).

⁽۱) د. محمد على محمد، مرجع سابق، ص ٧٠٩ - ٧١٧.

⁽۱) د. السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٥١٠.

وتنقسم أساليب قياس الانجاهات إلى فسمين:

الأول: المقاييس اللفظية: ويتكون المقياس اللفظى من عدد من العبارات (الوحدات) تختلف من حيث شدتها ومداها، ويطلب إلى المبحوت أن يحدد موقفه منها سواء بالموافقة أو الرفض ويشترط فى العبارات التى يتكون منها المقياس اللفظى أن تمثل مواقف فعلية تترجم معنى الاتجاه ترجمة أقرب إلى الواقع وتعكس ما يمكن أن يفعله الفرد فعلاً فى هذه المواقف حتى يكون الاتجاه اللفظى مطابقاً للاتجاه الحقيقى للفرد.

ثانيا ، الأساليب الإسقاطية Progective Technique وتقوم الأساليب الإسقاطية على أساس ما يسمى بميكانيزم الإسقاط فى نظرية التحليل النفسى، أى على أساس الافتراض بأن ننظيم الفرد لموقف غامض عير محدد البناء يدل على إدراكه وعلى استجابته له. ولذا تتميز هذه الأساليب بأنها تواجه الفرد بمواقف غامضة تثير استجابات متعددة متباينة وقد تكون هذه المواقف عبارة عن صورة غير واضحة كما فى اختبار بقع الحبر، أو صور مبهمة كما فى اختبار فهم الموضوع، أو عبارات ناقصة كما فى اختبار التناعى الحر. ونظراً لسهولة استخدام الأساليب اللفظية فى قياس الانجاهات العقلية عن الأساليب الإسقاطية، فقد شاع استخدامها فى مجال البحث الاجتماعى أكثر مما عداها من أساليب(۱).

مقياس ثرستون Thurstone أو طريقة المقارنة الزوجية ،

يعتبر ثرستون أول من استخدم هذه الطريقة في قياس الاتجاهات وتتلخص هذه الطريقة في المقارنة بين مثيرين لبيان أيهما أشد أو أقوى أو أفضل. وتتوقف صلاحية هذه الطريقة في البحوث الاجتماعية على نوع المشكلة التي تبحث ، ولا تقتصر فائدتها على المقارنة بين مثيرين فقط بل

⁽۱) د. عبد الباسط محمد حسن، مرجع سابق، ص ۷۸۰.

يمكن امتدادها لتشمل أى عدد من المثيرات على أن تقدم كل اثنين معاً للحكم والمقارنة بينهما، وهذا ما يضاعف عدد المقارنات المطلوبة، فإذا كان عدد المثيرات ٦ لزم لذلك ٢٥ مقارنة، وإذا كان عددها ١٠ لرمت ٤٥ مقارنة، فعدد المقارنات يعادل $\frac{(i-1)}{v}$ (١٠).

وقد وضع الرستون مقياسه هذا على أساس أن لكل انجاه تدرجاً معيناً بين الإيجابية المتطرفة والسلبية المتطرفة، وأن رأى الفرد في موضوع ما يشير إلى اتجاهه نحو هذا الموضوع، وإن كل رأى يشير إلى مركز اتجاه الفرد في التدرج العام، وهذا المركز يمثل متوسط الآراء التي يؤمن بها، ويتكون المقياس من مجموعة عبارات حول موضوع معين يراد فياس الانجاه نحوه. وتتميز هده الطريقة على غيرها في أنها تسمح للفرد بالمفارية بين موصوعين فقط في وقت واحد، إلا أن من عيوبها أنها تحتاج إلى عدد كبير من المقارنات الزوجية كلما زاد عدد الموضوعات المراد قياس الاتجاه نحوها. وعلى الرغم من أن هذه الطريقة أثبتت فائدتها وجداوها في قياس الاتجاه إلا أنها تتطلب عناء ومجهوداً كبيراً، بالإضافة إلى أنه لايمكن استخدام هذا المقياس إذ بعد أخذ رأى عدد من المحكمين للتوصل إلى الوزن القيمي لكل عبارة. فضلاً عن أن الاعتماد على المحكمين قد لايخلو من التحيز الشخصي. وبما أن المحكمين يكونون عادة من الخبراء، فكثيراً ما يختلف بعد مرات القياس في نظر المحكمين عنه في نظر من يجرى عليهم القياس. كما أن الدرجة الأخيرة التي تمثل متوسط الأوزان القيمية لمختلف العيارات قد تكون منساوية لاثنين أو أكثر ممن يجرى عليهم القياس، مما لايوضح مدى الاختلاف في المعنى وراء الدرجة النهائية (٢).

⁽۱) د. السيد محمد خيري، مرجع سابق، ص ۱۱ه

⁽٢) د. انتصار يونس، مرجع سابق، ص ٤٤٢.

مقياس البعد الاجتماعي " بوجاردوس Bogardus ،

يشير مصطلح البعد الاجتماعي Social Distance إلى متصل العلاقات الاجتماعية، ويحدد درجات ومراتب الفهم المتبادل، والصلات الحميمة، بحيث يتدرج هذا المتصل من العلاقة الودية الحميمة والصلة الوثيقة ليصل إلى اللامبالاة، وعدم الرغبة، والرفض، والعداء. وينبغى في هذا المتصل تحديد الموضوع المراد قياس المسافة الاجتماعية نحوه، كأن يكون جماعة اجتماعية، أو قيمة ما، أو شخص ما، ويتعين كذلك قياس المسافة الاجتماعية القائمة بالفعل(١).

وقد قام بوجاردوس، بإعداد هذا المقياس في عام ١٩٢٥ وكان هدفه بيان الدرجة التي يكون عليها أفراد شعب من الشعوب مقبولين أو مرفوضين لمجموعة من الأمريكيين، فبدلاً من أن يجعل التفرقة على أساس مباشر من القبول أو الرفض بدرجاتهما المعتادة، وضع المشكلة في قالب آخر مختلف عبر عنه بالبعد الاجتماعي. فالشخص الذي له اتجاه موافق جداً نحر شخص آخر لايود عادة أن يكون بينهما بعد اجتماعي، وكلما زادت علاقة الرفض وعدم القبول بينهما زاد البعد الاجتماعي بينهما ومن ميزة هذا المقياس أنه حول وصف هذه العلاقة إلى مواقف حقيقية تتضح فيها العلاقات الاجتماعية بنواحيها المختلفة، كما نجح في وضع هذه العلاقة على صورة مقياس مدرج من سبع وحدات على النحو التالي (٢):

١ - أوافق على تكوين علاقة متينة بهم عن طريق الزواج.

٢ - أوافق عليهم كأصدقاء في النادي الذي أنتمي إليه.

٣ - أوافق عليهم كجيران في الشارع الذي أعيش فيه.

٤ - أوافق على أن يشغلوا عملاً مثل عملي.

⁽۱) د. محمد على محمد، مرجع سابق، ص ٧٨.

⁽۲) د. السيد محمد خيري، مرجع سابق، ص ٥١٥.

- ٥ أوافق عليهم كمواطنين في بلدى.
- ٦ أوافق على أن يكون مجرد زوار لوطني.
 - ٧ أستبعدهم من وطني.

وتوزع استجابات المبحوثين على هذه العبارات ثم تحسب النسب المئوية المعبرة عن كل استجابة، ويقوم الباحث بالمقارنة بينها. والحقيقة أن مقياس بوجاردوس هذا لايستخدم مقياساً واحداً وإنما يستخدم عدة مقاييس في آن واحد. وقد جاء هذا المقياس بنتائج تدل على درجة ثبات عالية عند تطبيقه على بيئات جغرافية مختلفة وعلى فترات زمنية متفاوتة.

مقیاس « لیکرت » ،

تختلف طريقة اليكرت، عن طريقة الرستون، في أنها لاتعتمد على المحكمين ولاتصنيف العبارات تبعاً لأوزان قيمية معينة، ويتكون مقياسه من مجموعة من العبارات يطلب من الفرد أن يجيب عليها بما يعبر عن رأيه، من حيث المعارضة أو الموافقة. ويوجد أمام كل عبارة درجات تتفاوت من حيث الموافقة بشدة إلى المعارضة بشدة (موافق جداً – موافق – سيان – غير موافق – غير دوافق بشدة) ويطلب من الأفراد الذين يجرى عليهم القياس وضع علامة على الإجابة التي تعبر عن رأيهم بالنسبة لكل عبارة من عبارات القياس. ويتم اختيار عبارات المقياس على أساس وضع مجموعة من العبارات التي تتصل بالانجاه المراد قياسه ثم تختبر على عينة ممثلة لمجموعة الأفراد المراد تطبيق القياس عليهم، وذلك لمعرفة مدى المجموعة الأفراد المراد تطبيق القياس عليهم، وذلك لمعرفة مدى طلاحية العبارات في قياسها للانجاه. وتحلل النتائج المتحصل عليها بعد ذلك إحصائياً حتى يمكن استبعاد العبارات غير الصالحة لقياس الانجاه، وذلك على أساس مدى ارتباط درجات الإجابة على العبارات بالدرجة الكلية للمقياس، ويشترط في اختيار العبارات ألا تكون غامضة أو تتضمن معنيين، كما يفضل أن تصاغ بعض العبارات بالذفي وبعضها بالإثبات

وذلك لتجنب التخمين^(۱). والفرق الهام بين طريقة اليكرت، وطريقة الرستون، السابق الإشارة إليها هو أن اليكرت، يلجأ إلى استجابة المختبرين بدلاً من الحكام، ولذا فإنه في هذه الطريقة يطالب المختبرين بإبداء رأيهم في كل جملة، وليس كما هو الحال في طريقة ثرستون حيث تقتصر الاستجابات على بعض الجمل دون غيرها، كما أن الاستجابات في طريقة اليكرت، تشتمل على الرفض كذلك علاوة على استجابة غير محددة للبعض الآخر، حين يعجز المختبر عن إبداء رأى معين في إحدى الجمل^(۱).

كما أن طريقة اليكرت، تتميز بسهولة استعمالها وارتفاع درجة الثبات والصدق للقياس.

طريقة " جتمان Guttman ، ،

تعرف هذه الطريقة باسم الطريقة أحادية البعد Unidimensional طريقة التدرج المتجمع حيث أنها تستهدف عمل مقياس يتزايد تجمعه كلما اقتربت العبارات من نهاية المقياس. فالشخص الذي يوافق على عبارة معينة لابد أن يكون قد وافق على جميع العبارات الأدنى منها. ومثال ذلك إذا سألنا شخصاً عن مدخراته فقال أنها تزيد على ١٠٠٠ جنيه فمعنى ذلك أننا نستدل أنه قد ادخر من قبل ٩٠٠، ٩٠٠ جنيها وهكذا. وهذه الطريقة هي محاولة الحصول على مقياس يقيس صفة أو اتجاه من بعد واحد ذلك لأن مجتمان، يعتبر الميدان خاضعاً للقياس المدرج التجمعي إذا أمكن ترتيب الاستجابات بطريقة معينة بحيث جعل من يجيب عن إحدى الوحدات بالقبول أعلى مرتبة من الذي يجيب عنها بالرفض. وبذلك يتسنى معرفة بلقبول أعلى مرتبة من الذي يجيب عنها بالرفض. وبذلك يتسنى معرفة نفط إجابته لأية وحدة من معرفة درجته في المقياس كله. ومن الملاحظ أن التدرج التجمعي شرط أساسي في نظر ،جتمان، وهذا من الشروط التي لم

⁽١) د. انتصار يونس، مرجع سابق، ص ٤٤١، ٤٤٥.

⁽٢) د. السيد محمد خيري، مرجع سابق، ص ٥٢٥.

يسبق ذكرها في المقاييس السابق عرضها للاتجاهات. ومن مزايا هذه الطريقة أيضاً أن الباحث يستطيع من خلال الدرجة التي يحصل عليها الفرد أن يتعرف على العبارات التي وافق عليها، لأنه لن يشترك شخصان في درجة واحدة على مقياس وجتمان إلا إذا كانا قد اختارا نفس العبارات، كما أنه بعد إعداد المقياس يمكن ترتيب الأفراد بسهولة تبعاً لاستجاباتهم دون الحاجة إلى عمليات إحصائية (١).

ثالثاً ، مشكلة العينات ،

عندما يقوم الباحث بإجراء دراسة أو بحث ما ويصل إلى مرحلة جمع البيانات من المجتمع محل الدراسة فسيكون أمامه أحد طريقين لجمع بياناته: الأول : أن يجرى دراسة أو حصراً شاملاً لجميع مفردات بحثه. والثاني أن يأخذ عينة من هذا المجتمع ليجرى عليها دراسة ثم يحاول في النهاية أن يعمم النتائج التي توصل إليها على باقي المجتمع. ويلاحظ أن أسلوب الحصر الشامل في جمع البيانات يتطلب أخذ كل مفردات المجتمع دون تجاهل لأي مفردة من مفرداته ومن أمثلة ذلك التعدادات السكانية. ويستخدم أسلوب الحصر الشامل في دراسة المجتمعات التي لانعرف شيئاً من خصائصها أو معالمها. ولكن يؤخذ على هذا الأسلوب أنه في حالة المجتمعات الكبيرة قد يكون من الصعب الحصول على تفاصيل دقيقة مما قد يؤثر على ما نحصل عليه من نتائج من حيث الدقة، كما أن هذا الأسلوب يتطلب طاقة بشرية ضخمة ونفقات كثيرة ووقتاً وجهداً أكبر.

ونظراً لما يواجه أسلوب الحصر الشامل من صعوبات فالاتجاه أصبح حالياً يميل إلى الاستعانة بأسلوب العينات الذى بدأ استخدامه على نطاق واسع مع بداية القرن العشرين حيث ظهرت الحاجة إلى البيانات الإحصائية. والعينة هي جزء من المجتمع الهدف من دراستها هو التعرف على خصائص

⁽١) د. عبد الباسط محمد حسن، مرجع سابق، ص ٣٨٨.

المجتمع الذي تمثله هذه العينة وصحة هذا من عدمه تتوقف على مدى تمثيل العينة للمجتمع الأصلى المسحوبة منه (۱). ويمكن الحصول على العينات من أي مجتمع سواء أكان محدوداً أو غير محدود بالنسبة لعدد مفرداته سواء توفر له أي مقاييس إحصائية معلومة أم لا، ويتم سحب مفردات العينة من المجتمع بإحدى طرق سحب العينات، وبعد القيام بدراسة مفردات العينة نحصل على مقاييس تشكل صورة مجتمع العينة، والتي تقترب من المقاييس الخاصة بالمجتمع الأصلى (۲).

وأول خطوة على طريقة استخدام أسلوب العينات هي معرفة الإطار Frame لأنه الوسيلة التي تمكننا من الوصول إلى كل مفردة من مفردات المجتمع، أو هو حصر شامل لجميع مفردات المجتمع المراد بحثه. وهذا الإطار قد يكون قائمة تشمل مفردات المجتمع أو خريطة أو مجموعة من البطاقات أو ... إلخ. ولضمان الفرص المتساوية في الاختيار والدخول في العينة لجميع مفردات المجتمع لابد أن يشمل الإطار جميع مفردات المجتمع، مع عدم تكرار بعض مفردات المجتمع، كما تكون بياناته عن المجتمع جديدة.

ويتفق معظم المهتمين بالدراسات الإحصائية على أن هناك عدداً من الاعتبارات تدعو إلى استخدام أسلوب العينات هى : الدقة : لأن البيانات التى يمكن الحصول عليها من جراء استخدام هذا الأسلوب قد تكون أقرب إلى الدقة من تلك التى نحصل عليها من أسلوب الحصر الشامل. لأن استخدام العينات على نحو محدود من الوحدات تمكن الباحث من الحصول على

⁽۱) د. مختار الهانسى، مقدمة طرق الإحصاء، جـ ۱، مؤسسة شباب الجامعة، الإسكندرية، 1970 ، ص ۲.

⁽٢) د. إسماعيل سليمان العوامرى، الإحصاء النطبيقي، مكتبة التجارة والتعاون، القاهرة (٢) 1947، ص ٣٥.

بيانات على درجة عالية من الدقة، كما أنه في بعض الأحيان قد لانستطيع إجراء الحصر الشامل عندما يؤدى نقص المفردات إلى تلفها وكذلك في حالة المجتمعات اللانهائية، هنا يصبح استخدام أسلوب العينات أمراً ضرورياً. والخلاصة أن مسألة الدقة فيما تقدمه لنا العينة من بيانات وما قد يترتب على ذلك من نتائج أو تعميمات يمكن أن نطلقها على المجتمع المسحوبة منه العينة يتوقف على الطريقة أو الكيفية التي تم بها سحب مفردات العينة، ونوع العينة ومدى تمثيلها واحتوائها على كل خصائص مفردات المجتمع. كما أنه من حيث التكاليف والنفقات فإن استخدام أسلوب العينات في الدراسة يوفر الكثير من التكاليف، كذلك فإن صغر حجم العينة بالنسبة لحجم المجتمع المراد بحثه يقلل من الزمن والوقت الكثير اللازم لإجراء البحث.

طرق اختيار العينات،

توجد عدة طرق لاختيار العينات من أهمها الطريقة العشوائية الوجد عدة طرق لاختيار العينات من أهمها الفرص المتكافئة أو Ranndom Method وهي تعتمد أساساً على إعطاء الفرص المتكافئة أو المساواة بين احتمالات الاختيار لكل مفردة من مفردات مجتمع البحث وذلك إما بطريقة البطاقات، أو باستخدام جداول الأعداد العشوائية. أما الطريقة الثانية وهي الطريقة الطبقية للطبقية للمجتمع الذي نختار منه العينة، أما الطريقة المقصودة التقسيمات الطبقية للمجتمع الذي نختار منه العينة، أما الطريقة المقصودة العينة، وأخيراً تأتي الطريقة العرضية Accidental Method (۱).

وسواء كانت العينة عشوائية بسيطة أم عشوائية طبقية فإنه يمكن استخدام جداول الأرقام العشوائية Table of Random Numbers وهي جداول تتضمن مجموعة من الأرقام جمعت بطريقة عشوائية

⁽١) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٥٧.

لاترتبط أرقامها بعضها بالبعض الآخر، وهذه الطريقة تصلح لسحب عينة عشوائية من أى مجتمع سواء أكان صغيراً أو كبيراً وذلك يعطيها أهمية كبيرة.

أنواع العينات وتصنيفها ،

إن تطور استخدام العينات في البحوث يرجع أساساً إلى تطور دراسة الاحتمالات، ومن هذا المنطلق يمكن تقسيم العينات إلى نوعين أساسيين الأول: عبارة عن عينات تعتمد في اختيارها على الاحتمالات وهي العينات الأول: عبارة عن عينات تعتمد في اختيارها على الاحتمالات وهي العينات الاحتمالية Probability وهذه العينة تختار بطريقة تمكن من معرفة أو تحديد احتمال اندراج كل حالة من حالات المجتمع المسحوبة منه في هذه العينة، ومن أمثلة تلك العينات الاحتمالية العينة العشوائية والعينة الطبقية. والنوع الثاني من العينات هي التي لاتعتمد في اختيارها على الاحتمالات وهي العينات غير الاحتمالية Vamples Nonprobability وتسمى العينات التحكمية Judgment ، وهذه العينات تختار بطريقة لاتمكن أحياناً بالعينات التحكمية الاتفاقية، وعينة الحصة (۱۱) والعينات العمدية أو الغرضية ومن أمثلتها العينة الاتفاقية، وعينة الحصول على تقديرات تقريبية تستخدم عادة في الحالات التي يراد فيها الحصول على تقديرات تقريبية لتكوين فكرة سريعة عن مشكلة معينة (۱۲). ويمكن أن تقسم العينات على أساس الحجم إلى عينات صغيرة وهي التي لا إنجاوز عدد أفرادها ۳۰ فرداً، وعينات كبيرة وهي التي يزيد عددها عن ۳۰ فرداً (۱۲).

⁽۱) د. عبد المجيد فراج، الأسلوب الاحصائى، دار النهضة العربية، القاهرة، ١٩٧٧، ص١٥.

 ⁽۲) د. عبد العزيز هيكل، د. فاروق عبد العظيم، الإحصاء، دار النهضة العربية، بيروت،
 ۱۹۸۰، ص ۱۰۲.

⁽٣) فزاد البهى السيد، مرجع سباق، ص ٦٠.

العينة العشوانية البسيطة:

لكى تتسم العينة بصفة العشوائية لابد من توافر الفرصة المتكافئة أو نفس الاحتمال لكل مفردة من مفردات المجتمع لكى يقع عليها الاختيار فى العينة، وأن يتم الاختيار للمفردات عن طريق الصدفة البحتة، وكل مفردة من مفردات العينة يتم اختيارها على حدة، وأن اختيار كل مفردة لايؤثر على اختيار باقى مفردات العينة ويجب عدم الاهتمام بمفردة على حساب مفردة أخرى مما قد يؤثر على فرصة الاختيار العشوائي. والعينات العشوائية تصلح فى الدراسات التى تهدف إلى وصف خصائص المجتمعات التى تنتمى مفرداتها إلى نوعية واحدة أو تمثل مجموعة متجانسة.

العينة العشوائية المنتظمة Systematic Sample

العينة المنتظمة تسحب من المجتمع الأصلى عن طريق اختيار منتظم من مفردات المجتمع، واختيار المفردة الأولى يتم بطريقة عشوائية. وأول خطوة عند اختيار هذه العينة هى تحديد حجم العينة المراد إجراء البحث عليها، ثم اختيار الرقم الأول بإحدى الطرق العشوائية.

العينة العشوانية متعددة الراحل Multe Stage Sample العينة

نصل إلى هذا النوع من العينات عن طريق اختيار مفردات العينة من المجتمع على مرحلتين أو أكثر، أو بمعنى آخر أننا نستخدم أكثر من وحدة واحدة للمعاينة فى العينة المطلوب بحثها، وتوجد اعتبارات وراء الأخذ بمثل هذا النوع من العينات منها: إذا كأنت مفردات المجتمع الأصلى موزعة على مساحات جغرافية واسعة، وكذلك لضيق الوقت أو كثرة التكاليف والجهود اللازمة لاختيار عينة أخرى، أو فى الأحوال التى لايتوافر فيها إطار بكل مفردات المجتمع الأصلى وإنما تتوافر فيه إطارات لبعض مكوناته فقط. ويلاحظ أنه كلما زاد عدد المراحل لزم زيادة حجم العينة، غير أنه يجب عدم المغالاة فى عدد المراحل لأن ذلك يضعف صفة الترابط بين خصائص

المجتمع الأصلى وخصائص العينة. والهدف من اختيار العينة على مراحل متعددة يهدف إلى التبسيط من جانب، ويحافظ على طبيعة المفردات غير المتجانسة داخل العينة التي نحصل عليها من آخر مرحلة من جانب آخر(۱).

العينة الطبقية Stratified Random Sample

هى نوع من العينات العشوائية يستخدم فى الحالات التى يكون معروفاً فيها أن بالمجتمع اختلافات منتظمة ولذلك لاتستعمل مثل هذه العينات إلا إذا كان الباحث ملماً بصفات المجتمع الذى سيأخذ منه العينة، والغرق بين العينة الطبقية والعينة العشوائية هو أن الباحث يضع شرطاً لاختيار مفردات العينة هو أن تكون كل طبقات المجتمع ممثلة فى العينة الطبقية بنفس نسبة وجودها فى المجتمع الأصلى، وعلى هذا الأساس يقسم الباحث المجتمع إلى Sub فى المجتمع الأصلى، وعلى هذا الأساس يقسم الباحث المجتمع إلى الطبقة من الطبقات على حدة تتناسب مفردات الهينة العشوائية المأخوذة من الطبقة الطبقات على حدة تتناسب مفردات الهينة العشوائية المأخوذة من المفردات المأخوذة من الطبقة العشوائية (۱).

٣ - تحديد حجم العينة ،

يوجد في ميدان العمل الإحصائي اتجاهان عند تحديد حجم العينة:

الانتجاه الأول: وفيه يعتمد الباحثم عند تحديد حجم العينة على الخبرة السابقة في هذا المجال، حيث أن معظم بيرت الخبرة ومراكز البحوث تستخدم حجم عينة في حدود ١٠ ٪ إلى ١٢ ٪ من حجم المجتمع الأصلى والذي سيتم

⁽۱) د. مختار الهانسي، مرجع سباق، ص ۱۸.

⁽۲) د. السيد سعد قاسم، د. لطفى هندى، مبادئ الإحصاء التجريبي ، دار المعارف، القاهرة، المعارف، القاهرة، العدم ١٩٧٦، ص ١١٣٠.

سحب العينة منه. هذا الإنجاه في تحديد حجم العينة سهل ويفيد الباحثين قليلي الخلفية السابقة في مجال العمل الإحصائي والذين لايميلون إلى استخدام الأسلوب الرياضي في ذلك غير أن هذا الانجاه يؤخذ عليه سطحيته وعدم اعتبار العوامل الجوهرية والمحددة لحجم العينة والتي تلعب دوراً أساسياً في ذلك وهذا ما يعتمد عليه الاتجاه الثاني.

الانتجاه الثاني: يعتمد أساساً على تحديد المتغيرات المحددة لحجم العينة واعتبارها مؤشرات أساسية ثم وضع هذه المحددات في شكل صيغة رياضية تستخدم لهذا الغرض.

العوامل الحددة لحجم العينة (١) ،

أ - حجم المجتمع الأصلى والذى ستسحب منه العينة ويعطى له الرمز (ن) .

ب - نسبة الخطأ المسموح به عند تحديد حجم العينة ويعطى له الرمز (α).

ج - معامل التشتت بين مفردات العينة أو مفردات المجتمع إن أمكن ويعطى له الرمز (م)، ويحسب على أساس:

د - مربع معامل التشتت للمتوسط بين مفردات العينة أو مفردات المجتمع
 إن أمكن ويعطى له الرمز (م س) ويحسب على أساس :

مربع متوسط معامل التشتت (م
$$\overline{u}$$
) = $(\frac{7}{u} \times (1 - \dot{u}))$

حيث (ن) هى حجم العينة المراد تحديده والرمز (ف) يمثل نسبة حجم العينة إلى حجم المجتمع الأصلى (ن) أى أن ف = $(\frac{ir}{i})$

⁽١) مختار الهانسي، مرجع سابق، ص ٣٧.

وعلى ذلك فإن : $(a_{\overline{u}})^{\gamma} = \frac{\gamma}{c} \times \frac{\dot{v} - \dot{v}}{\dot{v}}$

ه - الاختلاف النسبى بين المتوسط الحسابى للعينة ومتوسط المجتمع ويعطى له الرمز (د) ويحسب على أساس:

الاختلاف النسبى (د) = متوسط معامل التشتت × القيمة المعيارية لاحتمال وقوع خطأ مسموح به بدرجة معينة.

 $(\alpha \frac{z_1}{y} \times \overline{u} \times - (c) = a_1 u)$

وبالأخذ في الاعتبار العلاقات الرياضية المتبادلة بين هذه المحددات وحجم العينة يمكن وضع هذا التصور لحجم العينة حيث أن:

حجم العينة = حجم المجتمع × مربع القيمة المعيارية × مربع معامل التشتت حجم العينة = مربع المجتمع × مربع الاختلاف النسبى + مربع القيمة المعيارية × معامل التشتت

الأخطاء المحتملة لكل من أسلوبي الحصر الشامل والعينات:

إذا ما حاولنا الموازنة بين مزايا وعيوب أسلوب الحصر الشامل وأسلوب العينات فإننا نجد أن كل منهما قد يتعرض لعدة أخطاء، ويمكن تقسيمها إلى: أخطاء ترجع إلى الباحثين، وأخطاء ترجع إلى مفردات البحث، وأخطاء ترجع إلى الأسلوب الاحصائى المتبع.

أولاً ، خطأ التحير ،

وهو من الأخطاء المشتركة التي قد أيقع فيها كل من الباحث والمبحوث، وبالنسبة للباحث ينشأ هذا الخطأ نتيجة تحيز الباحث لوجهة نظره الخاصة فيما يتعلق بالكثير من القرارات التي يتخذها وفي تقييمه للعديد من المواقف التي يكون لها أثر على النتائج وكذلك في تفسير الاتجاهات ووضع الافتراضات واستمرار هذا التأثير عند جمعه للبيانات عن الظاهرة محل الدراسة. وهذا التحيز غير المقصود له خطورته على نتائج البحث والسبب في ذلك أنه خطأ غير مدرك أو محسوس من قبل الباحث وبالتالي سيصعب

عليه وضعه في الاعتبار عند وضعه للفروض أو صياغتها. أما المبحوث فإنه أيضاً قد يقع في خطأ التحيز كأن يتعمد الإدلاء ببيانات غير صحيحة أو سليمة تؤكد وجهة نظر معينة يريد هو تحقيقها، ويعتقد أنه يمكن تأكيد وجهة نظره هذه من خلال البحث. ومن الأسباب التي تؤدى إلى ظهور خطأ التحيز الإطار الذي عن طريقه يصل الباحث إلى مفردات بحثه فإذا كان قديماً لايمثل الوضع الحالى لمجتمع البحث والذي ستسحب منه العينة أدى ذلك إلى ظهور خطأ التحيز، كذلك عدم تمكن الباحث من الوصول إلى كل المفردات المراد بحثها وبالتالى سيضطر إلى الاستعانة بمفردات أخرى وقد يؤدى هذا إلى التحيز.

وخطأ التحيز هذا قد ينشأ عند استخدام العينات أو عند إجراء الحصر الشامل على حد سواء.

ثانياً ، خطأ الصدفة ،

وهو الخطأ الذي ينشأ نتيجة لاستخدام العينات أي أن نتائج العينة تختلف عن نتائج المجتمع الذي سحبت منه العينة، وهذا الخطأ يقل كلما كبر حجم العينة. وهذا الخطأ وإن كان لا يمكن تجنبه إلا أنه يمكن التحكم فيه ووضع حدود له وتقديره مادامت العينة قد اختيرت بالطرق العشوائية السليمة، ويتوقف هذا الخطأ على عدة عوامل منها : حجم العينة : بمعنى أنه كلما زاد حجم العينة قل خطأ الصدفة، وهي مسألة طبيعية لأن الزيادة في حجم العينة تقلل فرصة حدوث الأخطاء العشوائية. تباين المجتمع : بمعنى أنه كلما زاد تباين مفردات المجتمع زاد احتمال الأخطاء العشوائية. وكذلك طريقة اختيار العينات على طريقة اختيار العينات على طريقة اختيار العينات حيث يوجد عدد من الطرق عن طريقها يمكن تقليل حجم الخطأ.

رابعاً ، مشكلة الثبات والصدق،

١ - قياس ثبات المعلومات ،

معنى ثبات الاختبار أن يكون الاختبار مماثلاً لنفسه، بمعنى أن يعطى نفس النتائج حين يطبق أكثر من مرة على فرد لم تطرأ عليه تغيرات فى الفترة الفاصلة من شأنها أن تغير من الظاهرة التى يقيسها الاختبار(١).

ويدل الثبات للمقياس على المطابقة الكاملة بين نتائجه في المرات المتعددة التي يطبق فيها على نفس الأفراد. فإن دل التطبيق الثاني للمقياس على نفس النتائج التي دل عليها التطبيق الأول بالنسبة لمجموعة معينة من الأفراد أصبح المقياس ثابتاً (٢).

ومن الوسائل الاحصائية الهامة التي يستعان بها لقياس الثبات الآتي: i - طريقة إعادة الاختيار؛

وتقوم فكرة هذه الطريقة على إجراء المقياس على مجموعة من الأفراد ثم إعادة إجراء نفس الاختبار على نفس مجموعة الأفراد بعد مضى فترة وترصد درجات الأفراد في الاختبارين، ثم يتم حساب معامل الارتباط بين درجات المرة الأولى ودرجات المرة الثانية للحصول على معامل ثبات الاختبار، ومعامل الارتباط يمكن أن يتراوح بين +1 (المعبر عن تمام الاختبار، ومعامل الارتباط يمكن أن يتراوح بين +1 (المعبر عن تمام التطابق بين النتيجتين) وصفر (المعبر عن انعدام العلاقة) و -1 (المعبر عن الانعكاس التام للعلاقة بين النتيجتين)، ولكى يكون الاختبار محل ثقة ينبغى أن لأيقل معامل ثباته عن +٨.٠ (٢).

 ⁽١) د. صلاح مخيمر، عبده ميخائيل رزق، سيكولوجية الشخصية، دراسة الشخصية وملهجها،
 مكتبة الأنجلو، ١٩٦٨م، ص ٢٤٨.

⁽١) د. عبد الباسط محمد حسن ، أصول البحث الاجتماعي، مكتبة وهبة ، الطبعة الثالثة ، القاهرة ، ١٩٧٧م ، ص ص ٣٦٦ ، ٣٦٨ .

⁽٣) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٥١٨.

ب- طريقة التجزئة النصفية ،

تهدف هذه الطريقة إلى علاج المشكلات التى تنجم من وراء إعادة تطبيق المقياس (الاختبار) وذلك بحساب معامل الثبات مباشرة من نتائج التطبيق الأول للاختبار وذلك بقسمتها إلى جزئين متناظرين ثم حساب معامل الارتباط بين هذين الجزئين، والتنبؤ بمعامل ارتباط المقياس الكلى مع نفسه، الذى يدل على معامل ثباته. ولحساب معامل الثبات باستخدام طريقة (التجزئة النصفية) توجد معادلة تشير إلى الفكرة الأساسية لمعادلة التنبؤ في الصورة التالية:

$$c^{-\frac{\dot{0}c^{-}}{1+(\dot{0}-1)c}}$$

حيث يدل الرمز رأ على معامل ثبات الاختبار، ويدل الرمز ن على عدد الأجزاء، ويدل الرمز ر على عدد الأجزاء، ويدل الرمز ر على معامل ارتباط هذه الأجزاء أو بمعنى آخر معامل ارتباط أى جزئين (١).

ج - طريقة تحليل التباين،

إن تحليل التباين يحتاج لجهد إحصائى شديد لحساب الثبات من المقاييس الإحصائية للأسئلة، وعلى هذا الأساس لم تحظ هذه الطريقة بالاهتمام الكافى من جانب علماء الاجتماع. ويمكن أن نلخص فكرة هذه المعادلة فى الصورة التالية:

حيث يدل الرمز رأ على معامل ثبات الاختبار ن على عدد أسئلة الاختبار

⁽١) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٣٦٦.

ع على تباين درجات الاختبار

م على متوسط درجات الاختبار.

ويعتمد البرهان الرياضي لهذه المعادلة على الفروض الآتية: أولا : أن تتقارب صعوبة أسئلة الاختبار.

وثانيا : أن يجيب كل فرد على جميع أسئلة الاختبار.

وثالثا : أن يقيس الاختبار قدرة واحدة أو صفة واحدة.

ورابعا : أن تتساوى معاملات ارتباط الأسئلة، أى أن يصبح معامل ارتباط السؤال الأول الأول بالسؤال الثانى مساوياً لمعامل ارتباط السؤال الأول بالسؤال الأنسبة لبقية ارتباطات الأسئلة.

وعلى هذا يضبق النطاق التطبيقي لهذه المعادلة إلى الحد الذي يجعلها غير صالحة في الكثير من الأحوال(١).

د - طريقة الاختبارات المتكافئة (٢):

وتعتمد هذه الطريقة على صورتين متماثلتين متكافئتين تماماً للاختبار ثم يحسب معامل ارتباط الصورة الأولى بالصورة الثانية بعد تطبيق الاختبارين على نفس الأفراد ويدل هذا الارتباط على معامل ثبات كل صورة من هاتين الصورتين المتكافئتين أى معامل ثبات الاختبار.

وتوجد عدة عوامل تؤثر على ثبات نتائج الاختبارات تتلخص في عدد الأسئلة، وزمن الاختبار، والتباين والتخمين، وصياغة الأسئلة، وحالة الفرد وهذه هي أهم العوامل التي تؤثر على الثبات.

⁽١) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سباق، ص ٥٣٦.

⁽²⁾ Goode and Hatte, Op. cit., p. 236.

٢ - قياس صدق الأداة أو القياس :

من الضرورى عند إعداد المقياس التأكد من صحته وصدقه. ويدل الصدق على مدى تحقيق المقياس لهدفه الذى وضع من أجله، أى قياس ما يجب قياسه، والاختبار الصادق يقيس ما وضع لقياسه، وتختلف الاختبارات في مستويات صدقها تبعاً لاقترابها أو ابتعادها من تقدير تلك الصفة التى تهدف إلى قياسها. ويمكن حساب مستوى صدق الاختبار بمقارنة نتائجه بنتائج مقياس آخر دقيق لتلك الصفة. ويسمى هذا المقياس بالميزان الصدق إذ به نزن صدق الاختبار أو المقياس الذى نريد استخدامه. ولما كان الصدق يقوم فى جوهره على مدى ارتباط المقياس الجديد بالميزان فيجب أن يكون يثبات الميزان كبيراً حتى يصبح صالحاً للقياس (۱).

وعلى هذا فالصدق يمكن النظر إليه على أنه نسبى بمعنى أن الاختبار الذي يصدق في قياسه لصفة ما أو قدرة معينة لايمكن التأكيد على امكانية صدقه في قياس صفة أخرى وهكذا. وعلى هذا فإن الصدق يعتمد في أساسه على إجراء عملية مقارنة أداء الأفراد في الاختبار بأدائهم في الميزان، بصرف النظر عن نوع الميزان.

وهناك عدة أنواع للصدق لعل أهمها ،

- أ الصدق الوصفى Descriptive Validity ويشتمل على الأنواع التالية: Face الصدق الفرضى Validity by Assumption ، الصدق الفرضى Validity ، والصدق المنطقى Validity
- ب أما الصدق الأحصائى Statistical Validity ويشتمل على الأنواع الآتية: الصدق الذاتى Intrinsic Validity والصدق التجريبي Empirical والصدق التجريبي Validity والصدق العاملي Validity والصدق العاملي Validity والصدق العاملي كالمنافقة العاملي Validity والصدق العاملي Validity

⁽١) د. عبد الباسط محمد حسن، مرجع سابق، ص ٣٦٦.

⁽٢) د. فواد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٥٥٠ ، ٥٥١.

ويمكن أن تلخص أنواع الصدق عموماً فيما يلي(١):

١ - الصدق الظاهرى:

ويعنى البحث عما يبدو أن المقياس يقيسه. وهو يتضح من الفحص المبدئى لمحتويات القياس، أى بالنظر إلى الفقرات ومعرفة ماذا يبدو أن نقيسه، ويمكن أن يسترشد الباحث في هذا الصدد بذوى الخبرة في الميدان من المحكمين، ومن الملاحظ أن هذا النوع ليس إلا صدفاً ظاهرياً لايلمس إلا سطح المقياس، ومن ثم يعد أقل أنواع الصدق دقة.

· Contant Validity صدق المضمون ٢ - صدق

ويسمى فى بعض الأحيان الصدق المنطقى أو الصدق بالتعريف Validity of Definetion وهو يتم بإجراء تحليل منطقى لمواد القياس وفقراته وبنوده لتحديد مدى تمثيلها لموضوع القياس والمواقف التى يقيسها.

٣ - الصدق التنبؤي Predictive Validity .

ويقوم على أساس حساب القيمة التنبؤية للمقياس، أى معرفة مدى صحة التنبؤات التى يبنيها المقياس بالاعتماد على درجاته ونتائجه.

٤ - الصدق التلازمي Concurrent Validity ،

ويتم بمقارنة درجات الأفراد على المقياس ودرجاتهم على مقياس موضوعي آخر.

⁽١) د. غريب سيد أحمد، وعبد الباسط عبد المعطى، ص ١٦٧ ، ١٦٧.

٥ - الصدق التجريبي أو صدق الوقائع الخارجية:

وهو يجمع فى خصائصه بين الصدق التنبؤى والتلازمى ويتم حسابه بقياس مدى اتفاق نتائج المقياس مع الوقائع الخارجية المتعلقة بالسلوك الفعلى فى جانب يقيسه المقياس.

٦ - صدق المفهوم :

وهو يتمثل فى الارتباط بين الجوانب التى يقيسها المقياس وبين مفهوم هذه الجوانب. أى أننا عند تحديد صدق المفهوم أو التكوين نقوم بطريقة أو بأخرى بتحديد ما نقصده بمصطلح يصف جانباً يقيسه المقياس. ثم نفحص درجات الأفراد على المقياس ونبين كيف نفسر هذه الدرجات.

٧ - الصدق التطابقي ،

ويمكن الحصول على معامله بحساب مدى إتفاق درجات مجموعة من الأفراد في المقياس مع درجاتهم على مقياس آخر ثبت أنه صادق في قياس نفس الشئ الذي يقيسه الجديد.

٨ - الصدق العاملي :

ويتم بحساب درجة تشبع المقياس بالجانب المطلوب قياسه.

وتتلخص أهم الطرق الاحصائية المعروفة لقياس الصدق فيما يلي (١):

i - طريقة معاملات الارتباط: وهى من أدق الطرق المعروفة لحساب الصدق وأطولها أيضاً. ويعتمد الصدق التجريبي والصدق العاملي اعتماداً كلياً على هذه الطريقة. وهي تؤدي إلى معرفة معامل الصدق بطريقة صحيحة.

⁽١) د. فزاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٥٥٧.

- ب طريقة المقارنة الطرفية: وتقوم في جوهرها على مقاربة متوسط درجات الأقوياء في الميزان بمتوسط درجات الصعفاء في نفس ذلك الميدان بالنسبة لتوزيع درجات الاحتبار. ولدا سميت بالمقارنة الطرفية لاعتمادها على الطرف الممتاز والطرف الضعيف للميران.
- ج- طريقة الجدول المرتقب: وتعتمد على مقارنة التوزيع التكرارى لدرجات الأفراد في لدرجات الأفراد في الاختبار. فهي بذلك تقوم على فكرة التكرار المزدوج.

- - ما ما المراجعة المراجعة والكافرية المراجعة والمداعدة والمراجعة والمراجعة والمراجعة والمراجعة والمراجعة والمراجعة المراجعة الأخراء المراجعة المراجعة والمراجعة المراجعة والمراجعة والمراجعة والمراجعة والمراجعة والمراجعة والمرا المراجعة والمراجعة و

الفصل الثانى تفريغ وتبويب وعرض البيانات

أولاً ، التوزيع التكراري البسيط.

ثانيا ، تفريغ البيانات الأولية.

١ - الجداول المقطلة والمفتوحة.

٢ - التوزيع التكراري المزدوج.

ثالثاً ، عرض البيانات،

١ - الأعمدة الرأسية المنظردة.

٢ - الأعمدة الرأسية المزدوجة.

٣ - الأعمدة الرأسية المقسمة.

٤ - الدائرة.

٥ - المدرج التكراري.

٦ - المضلع التكراري.

٧ - المنحني التكراري.

rideal 1025

Edition of Ulti

I May Day Bearing

CHARLE SHARES

THE RESERVE TO SERVE THE PARTY OF THE PARTY

THE PARTY OF THE P

Deff ... Care

1 - Wante Completion of

Part of the party of the last

THE WALLEST THE STREET

1

CHALLENGO.

P-MALL HAR LOW

Tollian (Times)

تفريغ وتبويب وعرض البيانات

التوزيع التكراري البسيط،

تمثل مجموعة الأرقام المدرجة (في جدول ١) كمية الغاز المستهلكة بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة مقيمة في حي من أحياء الإسكندرية حسب تسلسل أرقام هذه الأسر أثناء قراءة عدادات الغاز بمعرفة جامع البيانات. فهي إذن أعداد أولية مجمعة رأساً من الميدان ولم يجر عليها أي تنظيم أو ترتيب.

جدول رقم (١) كمية الفاز المستهلك بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

الكمية بالمترالكمب			دقم الأسرة	الكمية بالمترالكعب	دقم الأسرة	
Y£	40	٥٨	15	ΓA	. 1	
141	77	74	15	4.	٧	
Yo	YY	٥A	10	AY	٣	
140	44	٧٥	17	91	٤	
٥٠		11	14	TA	٥	
177	٣٠	1.	14	Yo	1	
111	71	46	11	NEA	٧	
41	**	71	٧.	111	A	
10	77	13	*1	YA	-1	
77	78	114	**	118	1.	
VA	70	166	77	104	11	
104	77	4.	48	1.0	17	

(تابع) جدول رقم (١)

الكمية بالمترالكعب	دقم الأسرة	الكمية بالمترالكعب	دقم الأسرة	الكمية بالمترالكعب	دقم الأسرة	
10	75	٨٠	٥.	-11	۲۷	
AV	71	174	01	70	TA	
A£	70	1)	07	78	74	
01	11	9.4	05	AY	٤٠	
۸۳	77	٥٩	0 8	77	£1	
170	٦٨	٤٠	00	VY	43	
VV	11	٧١	07	٦.	27	
110	٧٠	**	OV	٨	££	
V4	٧١	γ.	٥٨	٧٢	10	
٥٣	VY	1.4	09	77	17	
01	٧٣	11	7.	1	٤٧	
٤١	٧٤	95	11	M	٤A	
74	٧٥	Vo	7.7	A£	11	

إذا تأملنا الأعداد المدرجة في (جدول ١) على حالتها، نجد أنه من الصعب استنتاج أي معلومات مفيدة عنها رغم قلة عددها. لذلك فإن أول خطوة يمكن أن نفكر فيها هي إعادة كتابة هذه الأعداد حسب ترتيبها التنازلي أو التصاعدي (والأخير أفضل) كما هو مبين في (جدول ٢).

جدول (٢) كمية الفاز المستهلك بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، حسب ترتيبها التصاعدي

1.0	٨٤	٧٢	70	٨
11	٨٤	٧٣	٥٧	٩
112	7.4	٧٤	٥٨	1.
110	AV	Yo	٥٨	19
117	۸۸	Yo	09	YA
114:	۸۹	Yo	7.	7.7
171	9.	٧٦	- 11	TV
140	۹٠	YY	71	44
177	91	YA	7.7	٤٠
174	95	V4	7.6	13
100	98	۸٠ -	17	0.
111	98	A	77	01
164	90	AY	7.4	٥٢
104	17	٨٢	٧٠	70
101	9.4	AT	٧١	0 5

. من الجدول رقم (٢) يمكن استنتاج الآتى:

(١) الحد الأدنى لاستهلاك الغاز = ٨ متر مكعب

الحد الأعلى لاستهلاك الغاز = ١٥٨ متر مكعب

مدى أو طول المجموعة = الحد الأعلى - الحد الأدنى + ١

= ۱۵۸ - ۸ + ۱ = ۱۵۱ متر مکعب

- (٢) يميل استهلاك الغاز إلى التجمع حول القيمة ٧٠.
- (٣) معظم الأعداد تقع ما بين ٣٦، ١٣٥ ، والقليل منها يقع تحت ٣٦ أو فوق ١٣٥ .

ورغم هذه المعلومات القيمة التي عرفناها من الأعداد المدرجة (في جدول ٢)، فلا تزال المجموعة مربكة لأن أعدادها لم تنقص عن ٧٥.

ويمكن اختصار أعداد هذه المجموعة بتقسيم مداها إلى عدد مناسب من الفئات ذات الأطوال المتساوية. ويترقف عدد فئات أى مجموعة عددية، على عدد المفردات التى تحتويها.

لنفرض أن عدد الفئات الذى اخترناه = Λ انفرض أن عدد الفئات الذى المجموعة Λ = Λ المجموعة عدد الفئات الفئة الذى اخترناه = Λ النفرض أن طول الفئة الذى اخترناه = Λ

لنفرض أن الفئة الأولى ستبدأ بالعدد (٥)، وهو أقل من أصغر عدد (٨) في المجموعة.

إذن العدد الذى ستنتهى به الفئة الأخيرة $-0 + (1 \times 10) = 170$ وهو أزيد من أكبر عدد (10A) في المجموعة.

نستطيع الآن تحديد بداية ونهاية كل فئة من الفئات الثمانية؛ ولكن ماهى الطريقة الصحيحة لكتابة هذه الفئات ؟

الطرق المختلفة لكتابة الفنات،

(١) الطريقة الأولى لكتابة الفئات (الفئات متباعدة).

YE - 0

11 - 40

75 - 50

يعاب على هذه الطريقة لخلقها فجوات بين الفئات المختلفة وبعضها، فيقال عنها أنها غير منتظمة.

فمثلاً أين توضع القيمة ٢٤،٥ ؟ هل في الفئة الأولى أم الثانية؟

(٢) الطريقة الثانية لكتابة الفئات (الفئات متداخلة).

10-0

10 - YO

70- 10

10-10

1.0-10

140-1.0

110-110

170-150

يعاب على هذه الطريقة تداخل الفئات المختلفة ببعضها. فمثلاً أين توضع القيمة ٢٥ ؟ هل في الفئة الأولى أم الثانية ؟

And the second of the second

(٣) الطريقة الثالثة لكتابة الفئات (الفئات متلاصقة):

٥ - الفئة الأولى وتقرأ : من ٥ إلى أقل من ٢٥ متر مكعب.

٢٥ - الفئة الثانية وتقرأ : من ٢٥ إلى أقل من ٤٥ متر مكعب.

٥٥ - الفئة الثالثة وتقرأ: من ٥٥ إلى أقل من ٦٥ متر مكعب.

٦٥ - الفئة الرابعة وتقرأ: من ٦٥ إلى أقل من ٨٥ متر مكعب.

٨٥ - الفئة الخامسة وتقرأ: من ٨٥ إلى أقل من ١٠٥ متر مكعب.

١٠٥ - الفئة السادسة وتقرأ : من ١٠٥ إلى أقل من ١٢٥ متر مكعب.

١٢٥ - الفئة السابعة وتقرأ: من ١٢٥ إلى أقل من ١٤٥ متر مكعب.

١٤٥ - الفئة السابعة وتقرأ : من ١٤٥ إلى أقل من ١٦٥ متر مكعب.

هذه أسلم طريقة لكتابة الفئات، إذ حققت تلاصقها بدلاً من تباعدها أو تداخلها.

تضريغ البيانات الأولية،

الخطوة التالية هى تفريغ البيانات الأولية المدرجة فى (جدول ١ أو ٢) وذلك بعمل جدول من ثلاث أعمدة: العامود الأول ليضم الفئات المختلفة حسب ترتيبها التصاعدى، والثانى ليحتوى على علامات التفريغ، والثالث ليشتمل على التكرارات (انظر جدول ٤).

ولرسم علامات التفريغ في العامود الثاني (من جدول ٤)، نرجع إلى الأعداد الأولية المدرجة (في جدول ١ أو ٢) ونأخذها مفردة مفردة، ونرسم خطأ رأسياً أمام الفئة التي تقع فيها كل مفردة. ونستمر في هذه العملية إلى أن يتم أخذ جميع مفردات المجموعة، مع ملاحظة تكوين حزم من أربع خطوط رأسية يجمعها خط أفقى لتسهيل عملية عد الخطوط التي تمثل في الواقع التكرارات المناظرة للفئات المختلفة، حتى يتسنى ترجمتها إلى أعداد وإدخالها في العامود الثالث (من جدول ٤).

ويسمى التوزيع الناتج من عملية تفريغ البيانات الأولية بالتوزيع التكراري ويسمى الجدول الذي يضم هذا التوزيع بالجدول التكراري.

جدول (٤) التوزيع التكراري المنتظم البسيط لاستهلاك الفاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

تكرارات الأسر (ك)	علامات التفريع	فئات استهلاك الكهرياء بالكيلو ساعة (ف)
£	1111	-0
y	1 1111	- 40
10	···· ···· ····	50
**	11 **** **** **** ****	- 10
11		- 10
Υ	11 1111	-1.0
	****	- 170
٣	111	170 - 150
Yo	المجموع أو التكرار الكلي	

ويلاحظ فى مثالنا أن تبويب البيانات الأولية قد تم يدوياً وتلقائياً بانتهاء عملية التفريغ، ولكن ليس من الضرورى أن تكون جداول التفريغ هى جداول التبويب النهائية.

الجداول المقطلة والمفتوحة،

يكون الجدول التكراري مقفلاً من الطرفين (أي من أعلى ومن أسفل) ،

إذا تحدد أول الفئة الأولى وآخر الفئة الأخيرة كما حدث (فى جدول ٤). ويكون مفتوحاً من الطرفين، إذا لم يتحدد أول الفئة وآخر الفئة الأخيرة؛ كأن تكتب الفئة الأولى (٥ فأقل)، وتكتب الفئة الأخيرة (١٤٥ فأكثر) ومن الجائز أن يكون الجدول التكراري مفتوحاً من أحد الطرفين فقط.

وعلى كل حال يجب علينا أن نتجنب الفئات المفتوحة بقدر الإمكان، حتى يمكن إنمام العمليات الحسابية بدقة تامة.

التوزيع التكراري المزدوج

قد يتطلب البحث دراسة العلاقة بين ظاهرتين مختلفتين كالوزن والطول مثلاً لعدد معين من الأشخاص. في هذه الحالة نقوم بتجهير جدول تكراري مزدوج يجمع بين الظاهرتين (انظر جدول ٥)، ونقسم مدى كل ظاهرة إلى عدد مناسب من الفئات المتساوية الطول، ثم نرسم خطوط التفريغ في كل خانة تتحدد بفئتي الظاهرتين اللتين تنتمي إليهما كل مفردة، وأخيراً نترجم الخطوط إلى أعداد لندخلها في الخانات المختلفة المخصصة لها. فالطريقة مماثلة لتلك التي شرحناها سابقاً. لنفرض أنه طلب منا تبويب البيانات الأولية الموضحة بعد، التي تربط بين الطول (س) بالسنتيمتر والوزن (ص) بالكيلوجرام، لعدد ٢٠ شخصاً:

ص	س	ص	<i>w</i>	ص	س	ص	س
٧٢	14.	٧٧	14.	17	170	A£	1/19
Y7	140	10	14.	Yo	۱۸۳	01	17.
14	144	VV	IVV	1.	170	YA	141
٧٢	140	٦٨	17*	٧٩	14.	٥٩	137
19	140	V.	144	75	174	٧٦	140

الحد الأعلى للمجموعة (س) = 1۸۹ سنتيمتراً مجموعة الطول (س) $\left\{\begin{array}{c} (w) = 1.00 \\ (w) \end{array}\right\}$ الحد الأدنى للمجموعة (س) = 170 سنتيمتراً مدى أو طول المجموعة (س) = (1۸۹ – 1۲۰) + 1 = 80 سنتيمتراً نقسم المجموعة (س) إلى 80 فذات طول كل منها 80 سنتيمتراً

جدول (٥) - التوزيع التكراري المزدوج لطول ووزن ٢٠ شخصا

الجموع	A0-A•	- Yo	- Y•	- 70	- 40	- 00	الوزن (ص) بالكيلوجرام الطول (س) بالسنتيمتر
4		No.	60			Ψ.	- 17.
٣	-14	L		1	4	e-cu.l	- 170
٤			Y	٣			- 14.
٥		۲	٧	1	2		- 140
۲	A III	4	١				- 14.
۳	3	۲					19 140
٧.	3	1	٤	٥	Y	٧	المجموع

وإذاً أخذنا العامود الأول (في جدول ٥) الذي يمثل فئات الطول (س) مع العامود الأخير الذي يمثل مجموع التكرارات في كل فئة من فئات (س)، حصلنا على التوزيع الرئيسي لقيم (س).

أما إذا أخذنا السطر الأول الذي يمثل فئات الوزن (ص) مع السطر الأخير الذي يمثل مجموع التكرارات في كل فئة من فئات (ص)، حصلنا على التوزيع الرئيسي لقيم (ص).

ثانياً ، عرض البيانات،

بعد أن ينتهى الباحث من تغريغ البيانات وتبويبها في صورة جداول كما سبق أن أوضحنا، فإنه في إطار إمكانيات علم الإحصاء في ضغط وتلخيص واختزال البيانات فإنه يمكن أن نعرض للطرق المختلفة التي يمكن من خلالها عرض البيانات من خلال استخدام مجموعة من الرسوم البيانية منها على سبيل المثال الأعمدة البيانية وبعض الأشكال الهندسية مثل الدائرة وأنماط أخرى من الرسوم مثل الخط البياني والمدرج التكراري والمضلع التكراري والمنحنى التكراري والمنحنى التكراري

والذى يمكن أن نؤكد عليه أن استخدام الرسوم البيانية من منطلق علم الاحصاء يهدف إلى :

عرض البيانات في صورة سريعة موجزة ومعبرة، إضافة إلى أنه يمكن الاستعانة ببعض الرسوم البيانية في استنتاج بعض المقاييس مثل:

١ - يمكن استخدام المدرج التكراري في إيجاد المنوال (كأحد مقاييس النزعة المركزية التقريبية).

٢ - استخدام المنحنى المتجمع الصاعد أو المنحنى المتجمع الهابط أو الاثنين

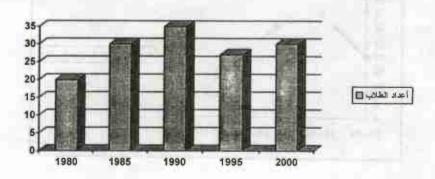
معاً في إيجاد فيمة الوسيط بيانياً، كأحد مقاييس النزعة المركرية التقريبية.

- ٣ إيجاد قيمة كل من الربيع الأدنى، الربيع الأعلى من رسم المنحنيات السابقة (شبيهات الوسيط).
- ٤ أن المعالجة الاحصائية الصحيحة لأى بيانات يتم جمعها وتفريغها فى صورة جداول لايمكن الاعتماد عليها والوثوق فى دقة مقاييسها ما لم يتم التأكد من مدى اعتدالية هذا التوزيع التكرارى، ومن ثم تبرز أهمية تمثيل الجداول التكرارية باستخدام كل من المضلع التكرارى والمنحنى التكرارى الذى يبين لنا مدى اعتدالية التوزيع.

الأعمدة الرأسية المنفردة،

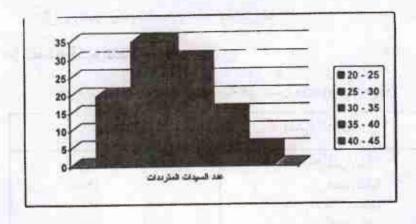
عداد المقبولين بالجامعات المصرية في الفترة من عام ١٩٨٠ - ٢٠٠٠

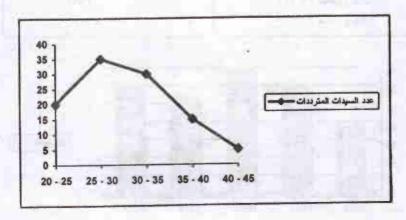
أعداد الطلاب	السنة
۲۰٬۰۰۰ طالب وطالبة	194.
٣٠,٠٠٠ طالب رطالبة	1940
٣٥,٠٠٠ طالب وطالبة	199.
۲۷٬۰۰۰ طالب رطالبة	1990
٣٠,٠٠٠ طالب وطالبة	Y



جدول تكراري يوضح أعداد السيدات المترددات على مراكز تنظيم الأسرة بمحافظة الإسكندرية خلال عام ٢٠٠٢

عدد السيدات المترددات	فئات العمر للسيدات
٧	70 - 7.
70,	7 70
F1,100	ro - r.
10,	1 40
0,	10-1.

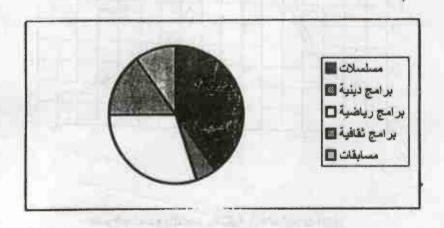




الأشكال الهندسية (الدائرة)؛

ساعات المشاهدة التي تقضيها عينة من الأسر في مدينة الإسكندرية خلال شهر

مقدار الزاوية	النسبة النوية	عدد الساعات	نوعية البرامج	
*\££	7. 1.		مسلسلات	
°1A	7.0	٥	برامج دينية	
*1.4	7.7.	۲.	رامج رياضية	
°oʻʻ	7.10	10	برامج ثقافية	
°r1	7.1.	1+	مسابقات	
°77•	7.1	١.,	المجموع	

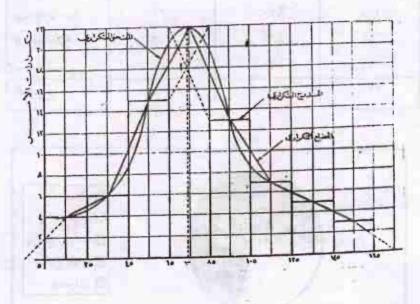


(٢) المدرج التكراري أو الهيستوجرام:

يمكن تمثيل التوزيع التكرارى إلمنتظم البسيط المبين (في جدول ٤) على شكل هندسي يسمى بالمدرج التكراري أو الهيستوجرام. ولعمل هذا

المدرج، نرسم محورين متعامدين، ونأخذ المحور الأفقى بمقياس مناسب لتمثيل فئات الاستهلاك.

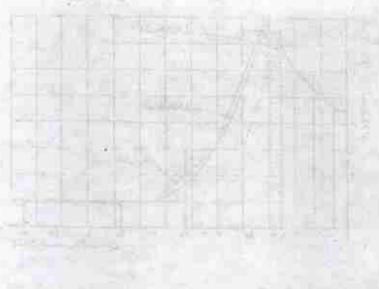
والمحور الرأسى بمقياس آخر مناسب لتمثيل تكرارات الأسر. ثم نرسم على كل فئة مستطيلاً تعبر مساحته عن التكرار الواقع في كل فئة. وبما أن الفئات متساوية في مثالنا، فإن المدرج التكراري سيتكون من مستطيلات متلاصقة ومتساوية القاعدة، تتناسب ارتفاعاتها مع التكرارات (انظر الشكل الآتي).



المدرج والمضلع والمنحني التكراري لاستهلاك الفائر بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

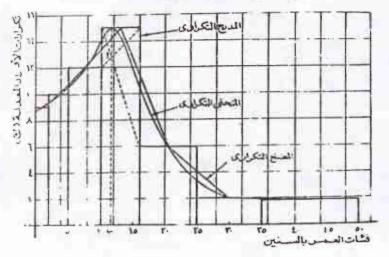
أما إذا كانت الفئات غير متساوية، فتكون مساحة هذه المستطيلات (القاعدة × الارتفاع) هي التي تتناسب مع التكرارات، ولذلك قبل رسم المدرج التكراري للتوزيع، يجب الحصول على التكرارات المعدلة.

the ellips that they have a hour



(*) CH + 12 SA

(شكل ۷) المدرج والمضلع والمنحني التكراري الأعمار ۲۰۰ شخص



ويلاحظ أن مجموع مساحات المستطيلات في المدرج التكراري ، يمثل التكرار الكلى بالتوزيع.

(٣) المضلع التكراري،

ولكى نحصل على المصلع التكرارى، نقوم بتوصيل منتصفات القواعد العليا للمستطيلات فى المدرج التكرارى. ويسمى منتصف كل قاعدة بمركز الفئة وهو القيمة الواقعة فى منتصف الفئة (أى نصف مجموع ابتداء وانتهاء الفئة)، وسنرمز له بالحرف (س)، وهو النقطة التى نفترض أن يتجمع فيها تكرار الفئة. وواضح من شكل التوزيع المنتظم، أن المدرج والمضلع التكرارى متساويان فى المساحة.

وفى حالة الفئة المفتوحة التى لا معرف طولها، لايمكن تمثيلها بمستطيل فى المدرج التكرارى إلا إذا حددنا بدايتها ونهايتها على ضوء الخبرة والمعلومات المقدمة.

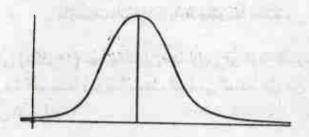
(٤) المنحني التكراري،

لكى نحصل على المنحنى التكرارى، يجب تمهيد الخطوط المنكسرة فى المضلع التكرارى (انظر شكل (٦)، (٧). فى هده الحالة لاتساوى مساحة المنحنى، كل من مساحة المدرج أو المضلع التكرارى فى التوزيع المنتظم.

وتختلف المنحنيات التكرارية عن بعضها من حيث:

- (أ) قيمة المترسط.
- (ب) درجة النشنت.
 - (ج) الشكل.

ويتوقف هذا الاختلاف على طبيعة الظاهرة التي ندرسها، وعلى كيفية تغير قيمتها.

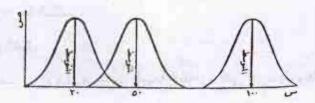


(شكل ٨) المنحني التكراري المعتدل

وهو يشبه الناقوس العادى، وله نهاية عظمى فى منتصفه، ومتماثل بالنسبة للخط الرأسى المار بقمته، وله معادلة خاصة وخواص معينة سنذكرها فى مناسبة أخرى.

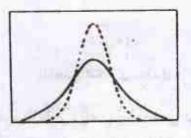
ولهذا المنحنى أهمية بالغة فى الدراسات الإحصائية، إذ وجد أن معظم قيم الطواهر الطبيعية فى المجتمعات المختلفة تتوزع على شكل مقارب له.

ويبين (شكل رقم ٩) ثلاث منحنيات متماثلة نماماً من حيث الشكل، ولكن يختلف موقعها على المحور السينى، إذن فهى متساوية في درجة التشتت، ومختلفة في قيمة المتوسط.



شكل (٩) منحنيات ذات تشتت واحد ومتوسط مختلف

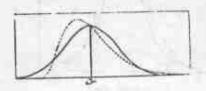
وفى (شكل ١٠) نجد منحنيين متساويين فى قيمة المتوسط ومختلفين فى درجة التشتت. (درجة تشتت المنحنى المنقط أقل من درجة تشتت المنحنى الآخر).



شكل (۱۰)

منحنيان متساويان في قيمة المتوسط ومختلفان في درجة التشتت

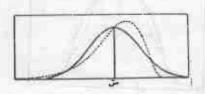
والمنحنيان (في شكل ١١) متساويان في قيمة المتوسط وفي درجة التشتت، ولكن مختلفان في الشكل. فالمنحنى المنقط غير متماثل وملتوى ناحية اليسار؛ لذلك يقال أن التواءه موجب. إذا فرضنا مثلاً أن نتيجة الامتحان الذي عمل لمجموعة من الطلبة ممثلة بمنحنى موجب الالتواء، فإن ذلك يدل على صعوبة الاختبار لأن الغالبية العظمي من الطلبة ستحصل على درجات منخفضة. والعكس يقال إذا كان الإلتواء سالباً.



(شكل ۱۱)

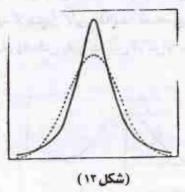
منحنيان متساويان في قيمة المتوسط وفي درجة التشتت مع أن المنقط منهما موجب الالتواء

أما شكل (١٢)، فإنه مماثل (لشكل ١٠)، غير أن المنحنى المنقط ملتوى ناحية اليمين؛ لذلك يقال أن التواءه سالب.



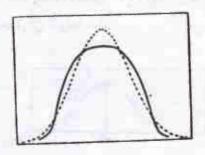
(شكل ١٢) منحنيان متساويان في قيمة المتوسط وفي درجة التشتت، مع أن المنقط منهما سالب الالتواء

والمنحنيان (فى شكل ١٣) متساويان فى قيمة المتوسط ودرجة التشتت، ومختلفان فى الشكل رغم تماثل كل منهما على حدة. فالمنحنى المنقط معتدل الشكل، والآخر مدبب.



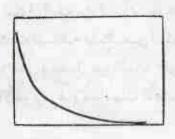
منحنيان متساويان في قيمة المتوسط وفي درجة النشتت وكل منهما متماثل، ولكن المنقط منهما معتدل الشكل والأخر مدبب

أما (شكل ١٤) فإنه مماثل (لشكل ١٣)، غير أن المنحنى ذات الخط المتصل مغرطح.



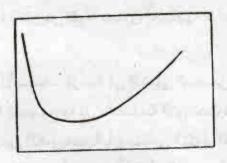
(شکل ۱٤)

منحنيان متساويان في قيمة المتوسط وفي درجة التشتت وكل منهما متماثل، ولكن المنقط منهما معتدل الشكل والأخر مضلطح ويوضح (شكل ١٥) المنحنى التكرارى لأعمار الزوجات فى جمهورية مصر. وهو ذو فرع واحد أيسر، لأن الغالبية العظمى من المصريات يتزوجن عند السن القانونية (١٦ سنة)، ولا يبقى منهن إلا نسبة ضئيلة بدون زواج بعد سن الثلاثين.



(شكل ١٥) المنحني التكراري لأعمار الزوجات في جمهورية مصر وهو ذو فرع واحدايسر

ويوضح (شكل ١٦) المنحنى التكرارى لأعمار المتوفين من السكان في جمهورية مصر. وهو ذو فرعين، لأن عدد الوفيات عندالأطفال وعند المتقدمين في السن مرتفع عن باقى الأعمار.



(شكل ١٦) المنحني التكراري لأعمار المتوفين من السكان في جمهورية مصر وهو ذو فرعين

(٥) منحنى التكرار المتجمع الصاعد والنازل:

لانستطيع من المنحنيات التكرارية العادية، معرفة التكرارات الواقعة أقل أو أكثر من قيمة معينة للمتغير، أو الواقعة بين قيمتين له. ويمكننا الحصول على هذه المعلومات من منحنى التكرار المتجمع الصاعد. وهذا يتطلب تكوين جدول التكرار المتجمع الصاعد بجمع تكرار كل فئة على مجموع تكرارات الفئات السابقة ابتداء من التكرار (صفر) أمام الحد الأعلى للفئة الأولى، حتى نحصل في النهاية على التكرار (الكلى) أمام الحد الأعلى للفئة الأخيرة. فالإحداثيات الأفقية هي الحدود العليا للفئات.

ويمكننا الحصول على نفس هذه المعلومات من منحنى التكرار المتجمع النازل. وهذا يستدعى تكوين جدول التكرار المتجمع النازل بطرح تكرار كل فئة من تكرار الفئة السابقة ابتداء من التكرار (الكلى) أمام الحد الأسفل للفئة الأولى، حتى نحصل في النهاية على التكرار (صفر) أمام الحد الأسفل للفئة الأخيرة. فالإحداثيات الأفقية هي الحدود السفلى للفئات.

ويمكن رسم المنحنيين الصاعد والنازل في شكل واحد بنفس مقياس الرسم، حيث يتقابلان في نقطة يساوى إحداثيها الرأسي نصف التكرار الكلى.

ويلاحظ أن الأحداثيات الرأسية في المنحنى التجميعي تدل على مجموع التكرارات؛ وهذا المجموع ممثل بالمساحة التي تحت المنحنى التكراري العادى. ويعبر عن ذلك رياضياً بأن منحنى التكرار المتجمع هو تكامل المنحنى التكراري العادى؛ أو بمعنى آخر، أن المنحنى التكراري العادى هو تفاضل منحنى التكرار المتجمع.

ويعطينا (جدول ١٤) التكرار المتجمع الصاعد والنازل المستخلص من التوزيع التكرارى المنتظم (بجدول ٤)، والممثل بمنحنى التكرار المتجمع الصاعد والنازل.

وبالمثل يعطينا (جدول ١٥) التكرار المتجمع الصاعد والنازل المستخلص من التوزيع التكرارى غير المنتظم (بجدول ١٣).

ويرجع الاختلاف بين كتابة الحدود العليا والسفلى للفئات المدرجة (بجدول ١٤)، إلى أن فئات العمر بالجدول (بجدول ١٤) وتلك المدرجة (بجدول ١٥)، إلى أن فئات العمر بالجدول الأخير تبدأ من الصفر؛ وهذه حالة خاصة. ويلاحظ أن رسم المنحئى التجميعى فى التوزيع التكراري غير المنتظم، لايستدعى تعديل التكرارات.

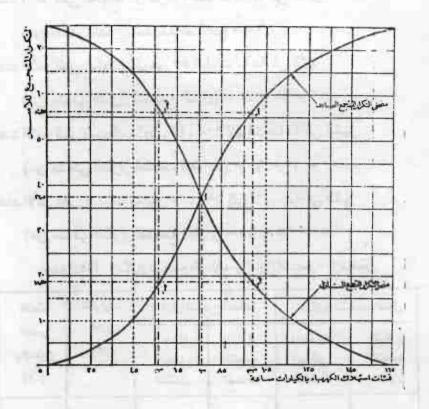
ونلفت النظر إلى أن الأحداثى الرأسى لنقطة تقابل المنحنيين (في شكل السابق)

٣٧ - نصف التكرار الكلى (٧٥).

جدول (١٤)

التكرار المتجمع الصاعد والنازل لاستهلاك الكهرباء بالكيلوات ساعة في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

التكرار المتجمع النازل		التكرار المتجمع الصاعد التكرار المتجمع النا			فئات استهلاك
التكرار المتجمع النازل	الحدود السفلي للفنات	التكرار التجمع الصاعد	الحدود العليا للفنات	(<u>a</u>)	الكهرياء بالكيلوات ساعة ساعة
Vo	٥ إلى أقل من ١٦٥	صفر	أقل من ٥	£	- 0
٧١	٢٥ إلى أقل من ١٦٥	1.46	ة إلى أقل من ٢٥	1	- 10
70	٤٥ إلى أمّل من ١٦٥	N.	ه إلى أقل من ١٥	10	- 10
0.	٦٥ إلى أقل من ١٦٥	40	٥ إلى أقل من ١٥	**	- 70
YA.	٨٥ إلى أقل من ١٦٥	٤٧	٥ إلى أقل من ٨٥	14	- 40
10	١٠٥ إلى أقل من ١٦٥	1.	٥ إلى أقل من ١٠٥	Y	- 1.0
^	١٢٥ إلى أقل من ١٦٥	W	٥ إلى أقل من ١٢٥	٥	- 170
۲	١٤٥ إلى أقل من ١٦٥	VY	٥ إلى أقل من ١٤٥	٣	170-150
صفر	١٦٥ فأكدر	Yo	٥ إلى أقل من ١٦٥	1	
				Yo	
				-مجك-ن	



منحني التكرار المتجمع الصاعد والنازل لاستهلاك الكهرياء بالكيلوات ساعة في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

ولكى نبين كيفية استخدام المنحنيين الموضحين في الشكل، نضرب الأمثلة الآنية:

عدد الأسر التي تستهلك أكثر من ١٠٥ كيلوات ساعة في الشهر (من منحني التكرار المتجمع الصاعد) = ٧٥ – ٦٠ = ١٥ عدد الأسر التي تستهلك أكثر من ١٠٥ كيلوات ساعة في الشهر (من منحني التكرار المتجمع النازل) = ١٥

عدد الأسر التي نستهلك أقل من 60 كيلوات ساعة في الشهر (من منطقي التكرار المتجمع الصاعد) = 10 عدد الأسر التي تستهلك أقل من 60 كيلوات ساعة في الشهر (من منطني التكرار المتجمع النازل) = ٧٥ – ١٥ = ١٠ عدد الأسر التي تستهلك ما بين 60، ١٠٠ كيلوات ساعة في الشهر (من منطني التكرار المتجمع الصاعد) = ١٠ – ١٠ = ٠٠ عدد الأسر التي تستهلك ما بين 60، ١٠٠ كيلوات ساعة في الشهر (من منطني التكرار المتجمع الصاعد) = ١٠٠ – ١٠ = ٠٠ من منطني التكرار المتجمع النازل) = ١٥ – ١٠ = ٠٠ من منطني التكرار المتجمع النازل) = ١٥ – ١٠ = ٠٠ منطق

جمع النازل	التكرار المت	معالصاعد	التكرار المتج	تكرارات	- ಪಚಿ
التكرار المتجمع المتازل	الحدود السطلي للمنات	التكرار المتجمع الصاعد	الحدود العليا للفتات	الأسر (ك)	العمر بالستين (ف)
r		صفر		14	
YAY	*	14	*	7.	- Y
707	٥	٤٨		7.	-0
197	39.	3-4	11	4.	-1.
1.7	11	1114	11	oį	- 13
٤٨	Yo	707	Yo	. YO	- 40
YA	70	444	40	44	0 40
صفر	٥٠	7	٥٠		
				7	
(Kar	4/194		12.5	-مجـ ك -ن	

الفصل الثالث

الأساليب الإحصائية الوصفية

تهيد.

أولاً ، مقاييس النزعة الركزية،

١ - الوسط الحسابي.

٧ - الوسيط.

٣ - المتوال.

ثانياً ، مقاييس التشتت،

١ - المدى

٢ - الانحراف الربيعي (نصف المدي الربيعي).

٢ - الانحراف المتوسط.

٤ - الانحراف المعياري.

- الدرجة الميارية.

- معامل الاختلاف

ثالثاً ، اختبارات الدلالة الاحصائية،

- النسبة الحرجة.

- اختبار، ت ،.

- مريع کاي

MANUAL HOUSE

The state of the sales

Sulv.

THE VALLEY OF THE PARTY OF THE

L-IU-MIGRATUS

W-IVE

100-102/19

DEPARTMENT OF THE PERSON

7-12-21

Y-MENT CALLED SELECTION CONTRACTOR

WHITE SERVICE

THE RESIDENCE OF

THE PROPERTY OF

SALDERY SERVICE

AND DESCRIPTION OF STREET

المراكزية ا

SIAMUATION OF

THE STORY

مقاييس النزعة المركزية

تمهید ،

التوزيع التكرارى بأنواعه المختلفة يهدف إلى تبويب البيانات الرقمية فى صورة مناسبة موجزة توضح أهم معالمها الرئيسية. لكن الدراسة الاحصائية لاتكتفى بمثل هذا الإيجاز بل السعى نحو ماهو أعمق. وذلك حينما تحاول أن تلخص أهم صفات تلك البيانات الرقمية فى عدد واحد يرمز لها ويدل عليها وقد يوضح هذا العدد نزعتها للتجمع أو للتشتت.

ولا تقتصر حاجة الباحث إلى مجرد توزيع الدرجات في جداول تكرارية وتمثيلها بالرسم بل إلى تلخيص هذه الدرجات جميعاً وتركيزها في درجة أو قيمة واحدة تغنى وتعبر عن كل قيم ودرجات المجموعة. ففي كثير من التوزيعات التكرارية نجد أن عدداً كبيراً من المفردات يميل نحو التجمع حول قيمة متوسطة معينة ويقل عدد المفردات تدريجياً كلما بعدنا عن هذه القيمة المتوسطة التي تمثل مركز التوزيع وتسمى هذه الظاهرة بالنزعة المركزية أي نزعة المفردات المختلفة إلى التجمع حول مركز التوزيع. ويتضح من ذلك أن لكل مجموعة من البيانات قيمة متوسطة خاصة بها تميزها عن مجموعات البيانات الأخرى والتي يمكن استخدامها لوصف المجموعة حيث أنها تحدد مركز أو متوسط المجموعة (۱).

وتتلخص أهم مقاييس النزعة المركزية في المتوسط بأنواعه المختلفة: الحسابي والهندسي والتوافقي وفي الوسيط، والمنوال. وتوجد عدة أسس لتحديد هذه القيم المتوسطة ولكل من هذه المقاييس مميزاته وعيوبه ولايمكن تفضيل أحد منها على الآخر.

⁽١) أحمد عباده سرحان، ص ٨٢.

اولا ، الوسط الحسابي Arithmetice Mean

يعرفه البعض بأنه القيمة التي ورعت على كل فرد من أفراد العينة لكان مجموع هذه القيم هو المجموع الحقيقي للقيم الأولى، ويعرفه البعض الآخر بأن متوسط عدد من القيم هو خارج قسمة مجموع هذه القيم على عددها.

فإذا كانت لدينا القيم س، ، س، ، س، التى عددها ن ورمزنا للوسط الحسابى بالرمز \overline{w} : \overline{w} مج س

وتتعدد الطرق المستخدمة لإيجاد قيمة الوسط الحسابى من البيانات وهدا ما سوف نعرض له موضحين هده الطرق من خلال عرص أمثلة متنوعة

أ - إيجاد الوسط الحسابي من القيم أو الدرجات الخام،

مثال : حصل أحد الباحثين في إحدى المدارس على دخول سبع أسر من أسر الطلاب غير القادرين على دفع الرسوم الدراسية فتبين له:

الأسرة الأولى الأسرة الثانية الأسرة الرابعة الأسرة الرابعة الأسرة الرابعة ١٠ جنيه ٥٠ جنيه ٢٠ جنيه ٥٥ جنيه

الأسرة الخامسة الأسرة السادسة الأسرة السابعة ٢٢ جنيه ٢٦ جنيه ١١ جنيه فما هو متوسط دخل هذه الأسر؟

للحصول على هذا المتوسط نستخدم العلاقة $\overline{u} = \frac{\Lambda + u}{v} = \frac{\Lambda + u}{3}$ عدد الأسر $u = \frac{1.7}{v} = \frac{1.7}{v} = 0$

.. متوسط دخل هذه الأسرة = ٥٨ جنيه

د - إيجاد الوسط الحسابي من الجداول التكرارية (غير المنتظمة) الطريقة العادية ،

مثال: الجدول التكراري الآتى يوضح توزيع درجات عدد ١٠٠ من طلاب الفرقة الأولى قسم الاجتماع في مادة المدخل إلى علم الاجتماع. والمطلوب إيجاد متوسط درجات هؤلاء الطلاب في هذه المادة.

المجموع	19.	1 4.	۸۰- ٦٥	70.	0 40	40-0	فئات الدرجات
1	٦	٧	17	٤٠	٧٠	10	عدد الطلاب

الحلء

س × ك	مركز الفئة س	عدد الطلاب ك	فئات الدرجات ف
r.,	٧٠	10	ro - o
٨٥٠	£4,0	γ.	0 40
77	٥٧,٥	1.	70-0.
۸٧٠	VY.0	17	٨٠ - ١٥
090	٨٥	٧	۹۰ - ۸۰
٥٧٠	90	1	19.
0110	STRUTTO	E	المجموع

- نحصل على مركز الفئة س لكل فئة على حدة فعلى سبيل المثال:

$$\lambda \cdot - \frac{\lambda}{\xi \cdot - \frac{\lambda}{1 - \lambda}} = \frac{\lambda}{\lambda \cdot + \lambda} = \frac{\lambda}{1 - \lambda}$$

وهكذا بالنسبة لباقى الفئات حتى نحصل على جميع مراكز الفئات للجدول ككل.

ثم نستخدم القانون الآتى:

ج- ايجاد الوسط الحسابي من الجداول التكرارية المنتظمة بطريقة الانحرافات المختصرة ،

مثال : في دراسة أجريت في أحد المصانع تبين للباحث أن أيام الغياب لعدد ١٠٠ عامل موزعة على النحو التالى:

المجموع	14-1.	14	A-7	3 - 1	£ - Y	أيام الغياب (ف)
١٠	15	۲.	70	4.	4	عدد العمال (ك)

الحل:

نظراً لأن الجدول ذات فئات منتظمة من حيث الطول (طول الفئات) فإنه يمكن استخدام طريقة الانحرافات المختصرة وهذه الطريقة تختلف عن الطريقة العادية أز المطولة في تخفيف حدة الأرقام مما يسهل العمليات الحسابية.

ゴ×セ	٦	۲	س	গ্ৰ	ف
ž -	۲.	£ -	۲	٧	£ . Y
٧٠ -	1 -	٧-	٥	٧.	7 - 1
صفر	صفر	صفر	(v)i	70	A - 1
۲.	1	4	3	۲٠	1 V
77	Y	٤	71	17	14-1.
Y£ -				100	مج
٥٦	AFF 5.E				
77	and and	radiist.			1

يستخدم القانون الآتي:

$$[0] \times \frac{-\frac{1}{2}}{1+1} \times [0] \times [0]$$

حيث أن : أ = الوسط الفرضى ويتم اختياره من بين قيم س ويراعى عند اختياره أن يكون أمام أكبر تكرار وفى المنتصف تقريباً، وهذان الشرطان متى تم مراعاتهما فإن قيمة الوسط الحسابى تكون قريبة جداً من هذا الوسط الفرضى المختار.

ح = تعنى انحراف قيم س عن الوسط الفرضى المختار، ويمكن الحصول عليها من خلال طرح قيمة الوسط الفرضى من قيم س (مراكز الفدات) أعلاه وأسفله مع مراعاة الإشارة، مع ملاحظة أن قيم س أعلاه تكون دائماً سالبة، وأسفله تكون دائماً موجبة.

- يتم الحصول عليها بموجب العلاقة = حيث ح هي الانحراف (السابق شرحه) و ل هي طول الفئة وفي المثال السابق تساوي ٢.

وبالتعويض في القانون السابق من بيانات الجدول نجد:

ثانيا ، الوسيط أو الأوسط Median ،

الوسيط هو النقطة التي تقع تماماً في منتصف توزيع الدرجات بعد ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً، أي يسبقها نصف عدد الدرجات ويتلوها النصف الآخر، بمعنى أن الوسيط هو القيمة التي تقع في المنتصف، والقيمة الوسيطية في مجموعة من القيم هي تلك القيمة التي يكون عدد القيم الأخرى التي أقل منها معادلاً القيم الأخرى الأعلى منها. فإذا أردنا إيجاد الوسيط لمجموعة من المفردات فإننا نرتب هذه المجموعة ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً ثم نبحث عن القيمة التي يسبقها ويليها نفس العدد من القيم.

i - حساب الوسيط من القيم الخام (في حالة الأعداد الفردية) ،

مثال: أجرى باحث دراسة على عينة من سبعة أطفال لمعرفة الوسيط بالنسبة لأعمارهم وكانت بياناتهم كالتالى:

1 . 9 . 17 . 11 . 0 . 9 . V

الحل

- يتم ترتيب هذه القيم تصاعدياً على النحو التالى:

16 . 17 . 11 . 9 . A . V . 0

$$\xi = \frac{\Lambda}{Y} = \frac{1+V}{Y} = \frac{1+i}{Y} = \frac{1+i}{Y}$$
 ترتیب الوسیط

.. قيمة الوسيط هي الدرجة ٩.

في حالة الأعدادا لزوجية:

مثال : أجريت دراسة على عينة من العمال عددهم عشرة عمال وكانت أجورهم على النحو التالى:

11, 75, 71, 10, 19, 14, 70, 9, 17, 7.

الحلء

يتم ترتيب القيم تصاعدياً على النحو التالي:

Yo. YE. Y1. Y. 19. 14. 14. 14. 10. 18.9

وبفحص هذه الدرجات نجد أن القيمتين ١٩، ١٩ يسبقهما نصف الدرجات، ويأتى بعد ذلك النصف الباقى من الدرجات.

وعلى ذلك يمكن حساب قيمة الوسيط من خلال استخدام العلاقة:

إيجاد الوسيط من الجداول التكرارية ،

مثال : إذا كان لدينا جدولاً تكرارياً يبين توزيع عدد ٥٠ عامل حسب

أيام الغياب خلال شهر معين من شهور الشتاء في أحد المصانع وجاء هذا التوزيع على النحو التالى:

	مد	TO - T.	r 70	Y0 - Y.	Y - 10	10-1.	10	(ت)
-	0.	۲	17	٩	١.	11:	۲	(설)

الحل:

يتم تحويل هذا الجدول إلى جدول تكرارى متجمع صاعد أو هابط وذلك بترتيب بيانات هذاالجدول حتى يسهل التوصل إلى قيمة الوسيط.

	ك.م.ص تكرار متجمع صاعد	طول الفئة	ك	ف	
	صفر	أقل من ٣			
	100.00	أقل من ١٠	٣	10	
<u>ه</u> . م . من	- (w)	أقل من ٢٠	11	10-11	
سابق	YV	أقل من ۲۰	1.	1(10)	الحد الأدنى للفلة الرسيطية
	rı	أقل من ٤٠	1	10 - 1.	
	٤A	أقل من ٥٠	14	T 10	
	0.		4	T0 - T.	
	A FALINE	-	٥٠	مج	

يتم البحث عن القيمة ٢٥ (رتبة الوسيط) في خانة التكرار المتجمع الصاعد) ك . م . ص . ثم نضع خطأ فاصلاً بعرض الجدول للتوصل إلى المتغيرات المطلوب التعويض عنها في القانون التالى:

وبالتعويض نجد أن :

$$10 \times \frac{10 - 10}{10} + 10 = \frac{10 \times 10}{10}$$

$$0 \times \frac{1}{10} + 10 = \frac{1}{10} + 10 = \frac{1}{10}$$

أي أن قيمة الوسيط = ١٩

ثالثاً ، المنوال Mode ،

المنوال هو القيمة الأكثر شيوعاً أى هو القيمة التى تحدث أو تتكرر أكثر من غيرها من بين قيم المجموعة وهو لذلك يناسب البيانات الوصفية غير القابلة للقياس الكمى مثل ترتيب المفردات حسب ألوانها أو الأطعمة حسب تذوقها ... إلخ.

- إيجاد المنوال من القيم الخام ،

إذا كانت البيانات غير مبوبة فإنه يمكن إيجاد المنوال لها بدون أية صيغة وذلك بالبحث عن القيمة التي تكررت أكثر من غيرها.

مثال ذلك إذا كانت لدينا القيم التالية التي تعبر عن الإنفاق الشهرى لعدد أفراد بالجنيه.

17, 10, 17, 17, 18, 17, 11, 10, 14

المنوال بالنسبة لهذه القيم هو الرقم ٦٢ على اعتبار أن هذه القيمة تكررت أكثر من غيرها.

- وقد توجد مجموعة من القيم الخام ليس لها منوال خاص بها، مثال ذلك القيم:

.1. , 9 , 0 , Y

هذه القيم لا منوال لها حيث لم تتكرر أي قيمة.

وقد يكون لمجموعة من القيم أكثر من منوال، مثال ذلك القيم الآتية:

A. V. T. T. E. T. T. Y

هذه القيم لها منوالان هما : القيمة ٣ ، والقيمة ٦ .

ب - إيجاد المنوال من التوزيعات التكرارية (المنتظمة) ،

تتعدد طرق إيجاد المنوال من التوزيعات التكرارية ومن هذه الطرق:

أ - طريقة الفروق (بيرسون).

ب - طريقة الرافعة.

ج - الطريقة البيانية.

أ - طريقة الفروق (بيرسون)،

قام كارل بيرسون بتحديد موضع قيمة المنوال من التوزيعات التكرارية من خلال تحديد الفرق △ بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئتين السابقة واللاحقة لها.

ويرمز للفرق الأول بالرمز Δ_1 ، والفرق الثاني بالرمز Δ_7 .

مثال : أوجد المنوال للتوزيع التكراري التالي:

	ك	ف	
Canada biotoglasi iliya	٣	14-18	
 ١٧ - ٤ = ١٣ ∆, الفرق الأول 	í	YY - 1A	
CHEST PARTY AND A DESCRIPTION OF THE PARTY AND ADDRESS OF THE PARTY AND	17	17-(17)	الحد الأدنى للفئة المتراثية
۱۷ – ۱۲ = ٥ 🕰 الفرق الثانى	14	T+- 77	and the last
	١.	T1-T-	
x The special	٤	TA - TE	
The same of the sa	٥٠	مد	

الحال:

, A

$$1 \times \frac{17}{100} + 10 = 10$$

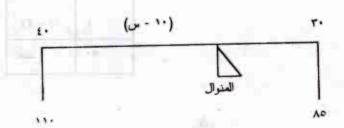
ب - طريقة الرافعة ،

مثال : أوجد قيمة المنوال من التوزيع التكرارى التالى باستخدام طريقة الرافعة:

مد	94.	۸۰-۷۰	V1.	10.	01.	٤٠-٢٠	r	(ف)
£0A	1	*1	٤٩	17	11.	14.	٨٥	(설)

الحل:

- ١ يتم البحث عن الفئة المتوالية وغالباً ما تكون أمام أكبر تكرار وبالتالى فالفئة المتوالية هنا هي (٣٠ ٤٠)
- ٢ يتم تَمثيل هذه الفئة على خط مستقيم (رافعة) لها مركز على الطرف الأيمن نضع تكرار الفئة قبل المنوالية (القوة)، وتكرار الفئة بعد المنوالية على الطرف الأيسر.



قانون المنوال = القوة × ذراعها = المقاومة × ذراعها

بالتحويل للطرف الأيمن مع تغيير الإشارة:

لاحظ أن قيمة المنوال لن تتخطى الحد الأعلى للفئة المنوالية وهي القيمة ٤.

إيجاد المنوال من الجداول التكرارية غير المنتظمة ،

قد يجد الباحث نفسه أمام جدول تكرارى غير منتظم الأطوال أى أن فئاته أطوالها غير منتظمة، وإذا أراد أن يحصل منه على المنوال فلابد له أن يستحدث خانتين جديدتين تضاف إلى الجدول الأصلى وهما خانة تمثل أطوال الفئات والخانة الأخرى يوضح فيها التكرار المعدل، وقبل أن نشرع فى عرض مثال لتوضيح ذلك نؤكد على تعديل التكرار يتم على النحو التالى وفق هذه الصيغة:

> قيمة التكرار طول الفئة المناظر

> > أى التكرار المعدل - ك المناظرة

مثال ذلك : أوجد قيمة المنوال من الجدول التكراري التالي:

	140-1	1	110	70-00	00-70	40-0	(ت)
···	1	Y	7.14	٤٠	٧.	10	(실)

الحل

نظراً لأن أطوال فئات هذا الجدول غير منتظمة فيتم عمل الآتى:

	التكرار العدل - ل	طول الضئة	ك	ف	
palled .	114,241,042,442	7.	10	T0 - 0	
r 10 -	(1)	L - 14.	٧.	00 - 70	illo.
	1,	10	٤٠	70-00	الحد الأدنى الفئة المدرالية
r.04 ta	(·, £A)	40	17	9 70	
	·.v	1.	٧	1 4.	
	. 45	40	1	140 - 1	
			١	مد	

- الفئة المنوالية = ٥٥ - ٦٥ وهي الفئة المناظرة لأكبر تكرار

- نستخدم القانون الآتى:

الحد الأدنى للفئة المنوالية +
$$\frac{\Delta}{\Delta+\Delta}$$
 × ل

mi ma o	1. × " + + + + + + + + + + + + + + + + + + +	00	
(A) +A	09,7 = 1,7 +	00	

لاحظ أننا استخدمنا طول الفئة ١٠ وهو المناظر للفئة المقابلة لأكبر تكرار.

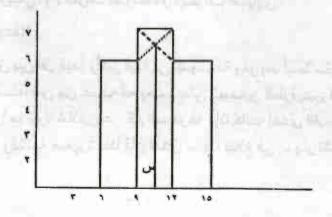
إيجاد المنوال عن طريق الرسم،

يمكن إيجاد المنوال عن طريق الرسم باستخدام المدرج التكرارى ويمكن توضيح ذلك من خلال المثال الآتى:

مب	10	- 14	- 9	- 1	- r	u
77	· r	1	v	٦	0	ك

نقوم برسم المدرج التكرارى لهذا الجدول ويفضل أن نكتفى برسم جزء من هذا المدرج يمثل الفئة المنوالية (أمام أكبر تكرار) والفئة التي يسبقها والفئة التي تليها وفق الخطوات التالية:

- ١ نقوم برسم تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة التي قبلها والتي بعدها فقط.
- ٢ نقوم بإيضال الطرف الأيمن لقمة الفئة بعد المنوالية بالطرف الأيمن
 لقمة الفئة المنوالية وذلك بمد خط بينهما.
- ٣ نقوم بإيصال الطرف الأيسر لقمة الفئة بعد المنوالية بالطرف الأيسر
 لقمة الفئة المنوالية وذلك عن طريق مد خط بينهما.
- ٤ بعد عملية التوصيل كما في الخطوة ٢ ، ٣ سوف نجد أن الخطين
 تقاطعا في نقطة نسقط منها عموداً يمتد حتى المحور الأفقى الخاص
 بالفئات.
 - ٥ تعتبر نقطة سقوط المستقيم على المحور الأفقى هي قيمة المنوال.



ن يتم حساب عدد المربعات ما بين الحد الأدنى للفئة التى سقط عندها العمود وحسب مقياس الرسم تحسب هذه القيم، وبالتالى تكون قيمة المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + س

1,0+ 9-

1.0-

مقاییس ا لتشتت Dispersion

تدلنا مقاييس النزعة المركزية على القيم المتوسطة للبيانات العددية أو على تجمعها. وهذه المقاييس وحدها لاتكفى لمعرفة الصفات الإحصائية اللازمة لوصف الظاهرة، فقد تكون الفروق بين الدرجات قليلة أو قد تكون كبيرة رغم تساوى قيم المتوسطات في كلتا الحالتين. بمعنى أننا قد بجد معردات إحدى المجموعتين متجمعة حول متوسط المجموعة بينما مفردات المجموعة الأخرى منتشرة ومتباعدة عن متوسطها وعندئذ يقال أن المجموعة الأولى أقل تشتتاً من المجموعة الثانية. وعلى ذلك فالتشتت في أي المجموعة من القيم يقصد به درجات التفاوت أو الاختلاف بين قيم هذه المجموعة فإذا كانت قيم المجموعة متقاربة من بعضها البعض يكون التشتت المجموعة فإذا كانت متباعدة عن بعضها البعض أي متباينة يكون التشتت صغيراً وإذا كانت متباعدة عن بعضها البعض أي متباينة يكون التشتت كبيراً. وتوجد عدة مقاييس تصلح لقياس درجة التشتت أهمها : المدى، الإنحراف الربيعي، والانحراف المتوسط، والانحراف المعياري.

ا - اللدي Range

هو انفرق بين أقل قيمة وأكبر قيمة فى المجموعة وهو يعد أبسط مقياس لحساب التشتت، لكن من عيوبه أنه يعتمد على القيمتين الطرفيتين فقط واللتين كثيراً ما تكونا شاذتين عن قيم المجموعة فإذا كانت إحدى القيمتين كبيرة جداً، والثانية صغيرة جداً فإن المدى سوف يبالغ فى إظهار تشتت

المجموعة، وسيظهره على غير حقيقته. ويكون المدى مصللاً في حالة مقارنة المجموعات التي يختلف عدد مفرداتها اختلافاً كبيراً، ذلك بالإصافة إلى صعوبة حسابه من الجداول التكرارية وبخاصة الجداول المفنوعة.

ونطرح المثال الآتي لتوضيح ذلك:

من خلال حصر الدخل الشهرى لعشرة عمال بالجنيه تبين الأتى: ٥٠ ، ١٢٠ ، ١٢٠ ، ٢٠ ، ١٢٠ ، ١٢٠ ، ١٢٠ ، ١٢٠ ، ١٢٠ ، ١٢٠ ، ١٢٠ ، ١٢٠ ،

نلاحظ أن أصغر قيمة هي درجة العامل رقم (٧) وهي الدرجة ٢٠ ، وأن أ أكبر قيمة هي درجة العامل رقم (٤) وهي الدرجة ٢٥٠ .

فالمدى يساوى : المدى المطلق = أكبر قيمة - أصغر فيمة

عنيه ۲۲۰ = ۲۰ - ۲۵۰ =

الإنحراف الربيعي Quartile Deviation - ٢

من أهم عيوب المدى اعتماده على القيم الطرفية التي غالباً ما نكون منطرفة، ويمكن التغلب على هذا العيب بحذف بعض القيم؛ فإذا أهملنا الربع الأول والربع الأخير من هذه القيم فإنه يمكن الحصول على مقياس للتشئت يعتبر أفضل من المدى ويعتمد في حسابه على كل من الربيعين الأدنى والأعلى ويسمى بالإنحراف الربيعي وهو عبارة عن نصف المدى الربيع أي أن:

الإنحراف الربيعي - الربيع الأعلى - الربيع الأدنى

ومن أهم ما بنسز به الانحراف الربيعي هو أنه يمكن إيجاده من الجناول التكرارية المقتوحة والمفاقة ، بالإصافة إلى حسايه بيانيا من خلال رمع المنحني التكراري الصاعد أو الهابط.

مثال : من الجدول التكراري التالي أوجد قيمة الإنحراف الربيعي:

مج	10-1.	- 40	- **	- 40	- 4.	- 10	- 1.	ن
٥٠	٦	٤	0	١.	14	1	1	ك

الحل

ك.م.ص	حدود الضنات	ك	ف
صفر	أقل من ١٠		
1	أقل من ١٥	٤	- 1.
17	أقل من ۲۰	1	- 10
40	أقل من ٢٥	17	- 4.
70	أقل من ٣٠	11	- 70
٤٠	أقل من ٣٥	0	- 4.
11	أقل من ٤٠	í	- 70
٥٠	أقل من ٥٤	١,	10-1
		٥٠	مجد

ترتیب الربیع الأدنی =
$$\frac{0}{2}$$
 = $\frac{0}{2}$ = $\frac{0}{2}$ = $\frac{0}{2}$ = $\frac{0}{2}$ = $\frac{0}{2}$ = $\frac{0}{2}$ $\frac{0}{2}$

$$0 \times \frac{\xi - 17,0}{\xi - 17} + 10 =$$

$$0 \times \frac{\Lambda,0}{9} + 10 =$$

19, YY = £, YY + 10 =

قيمة الربيع الأعلى =

الحد الأدنى لفلة الربيع الأعلى + ترتيب الربيع الأعلى - ك. م. ص سابق × ل ك . م. ص لاحق - ك. م. ص سابق

$$0 \times \frac{r_0 - r_{V,0}}{r_0 - \xi_0} + r_0 =$$

$$0 \times \frac{r_0}{0} + r_0 =$$

TY, 0 = Y. 0 + T. =

Mean Deviation المتوسط

وجدنا في نصف المدى الربيعى أنه يقتصر على القيم التي في وسط التوزيع مهملاً القيم التي في طرف التوزيع. وهذا عيب لايمكن إغفاله ولذلك فلابد من مقياس التشتت يضع في اعتباره كل القيم وهذا الشرط يتوافر في كل من الإنحراف المتوسط، والإنحراف المعياري، مع ملاحظة أن حساب الانحراف المتوسط يعتمد في حسابه على إهمال الإشارات كما سنرى أما الانحراف المعياري فيتم حسابه دون إهمال الإشارات ويتغلب على ذلك بتربيع القيم تحسباً لأى خلل ينتج عن إهمال الإشارة.

إيجاد الإنحراف المتوسط من القيم الخام:

مثال: أوجد الإنحراف المتوسط للقيم الآتية:

11.9. 4.0. 4

يستخدم القانون التالى:

مع ملاحظة: ١ ١ تعنى إهمال الإشارة

نقوم أولاً بحساب المتوسط الحسابى لهذه القيم باستخدام العلاقة $\frac{n+m}{c}$

$$V = \frac{r_0}{s} = \frac{11 + 9 + V + s + r}{s} = \frac{r_0}{s}$$

ثم يتم طرح قيمة الوسط الحسابي (ص) من كل قيمة على حدة مع إهمال الإشارة.

$$Y, \xi = \frac{17}{0} = \frac{10 - 10}{0} = \frac{17}{0} = 7.5$$

هذه القيم تنحرف عن المتوسط بمقدار ٢,٤

إيجاد الانحراف المتوسط من الجداول التكرارية:

أوجد الانحراف المتوسط من الجدول التكراري التالي:

مد	71-17	Y7-Y1	-47	-4.	-14	-17	-11	-17	-1.	-^	ن
17.	1	٤						10			

الحلء

س - سّ × ك	س - س	ع ت	٤	س	2	۵
10	1	Y	1 -	1	۰	- ^
A£	- V	r1-	7-	11	17	-11
Yo	٥	r	Y-	15	10	- 17
91	r	14-	1-	10	14	- 11
10	1	صفر	صفر	14	10	- 17
17	1	17	-, 1	11	17	- 14
٥٧	r	۳۸	. 4	*1	19 :	- 7.
00	٥	rr	r	77	11	- 77
14	٧	m	٤	40	4	- 71
۸١	1	10	•	TY	4	74-47
730	1 - 7	1-1-			17.	
		179	•			

خطوات حساب الانحراف المتوسط:

١ - حساب المتوسط الحسابي باستخدام العلاقة

$$\frac{1}{\omega} + \frac{1}{\omega} \times \frac{1}$$

٢ - يتم طرح قيمة الوسط الحسابى (س) من قيم (س) مراكز الفدات
 ووضع ذلك فى خانة (س - س).

٣ - يتم ضرب القيم الموجودة في خانة (س - ش) في خانة التكرار (ك)
 ثم يتم جمع الناتج.

 ٤ - يتم قسمة ناتج جمع خانة س - س × ك على مجموع التكرارات من خلال العلاقة :

$$\xi, \Upsilon = \frac{027}{170} = \frac{2100 - 100}{0.000} = \frac{027}{170}$$
 الانحراف المترسط = مجك

طريقة الانحراف العياري:

الانحراف المعيارى (ع) هو أهم وأدق مقاييس النشنت المعروفة حول الوسط الحسابي (س) ، وأكثرها استخداماً في علم الاحصاء.

(أ) البيانات غير مبوبة،

الصيغة الأولى (باستخدام انحرافات القيم عن الوسط الحسابي)

بالتعریف ع = جذر تربیعی متوسط مربعات انحرافات قیم مفردات المجموعة عن الوسط الحسابی (س)

وبوضع (ن - ١) بدلاً من (ن) نحصل على :

حيث ن - ١ = درجات الحرية

هذه الصيغة تستخدم لتعريف الانحراف المعيارى (ع) ، ولا تستعمل عادة في حساب (ع) لصعوبة العمليات الحسابية.

ويلاحظ أننا ربعنا الانحرافات للتخلص من الإشارات السالبة، ثم استخرجنا الجذر التربيعي للرجوع إلى الوحدات الأصلية.

وإذا طبقنا هذه الصيغة على مجموعة الأعمار: ٣٧، ٥٥، ٢٧،

١٤، ٥١ ، نحصل على:

$$\frac{1 - 1 - 0 - 1 - 0}{\frac{1}{2}} = \frac{1 - 0}{1 - 0} = \frac{1 - 0}{1 - 0} = \frac{1 - 0}{1 - 0}$$

الصيغة الثانية (باستخدام القيم على حالتها)

ع $=\sqrt{\frac{(u-v)^{7}-4-(v)^{7}}{(u-v)}}$ هذه الصيغة أفضل بكثير من الأولى، v وتستخدم عندما تكون قيم v صغيرة.

بما أن (ع) دائماً موجبة، فلابد أن تكون دائماً الكمية:

وبتطبيق هذه الصيغة على مثال الأعمار السابق، نحصل على :

=
$$\sqrt{\frac{310}{7.}}$$
 = $\sqrt{7.7}$ = $\sqrt{7.7}$ = $\sqrt{1.10}$. وهو نفس الناتج السابق.

ع = التباين = ٢٧,٢ سنة. وهو نفس الناتج السابق.

الصيفة الثالثة (باستخدام انحرافات القيم عن أصغر قيمة في المجموعة).

لنفرض أن:

أ = أسعر قيمة في المجموعة.

س = س - ١ = انحراف أي قيمة عن أصغر قيمة في المجموعة.

ع =
$$\sqrt{\frac{(0 - m)^7 - (n - m)^7}{(0 - 1)}}$$
 هذه الصيغة تستعمل لتسهيل العمليات الحسابية ، عندما تكون قيم (س) كبيرة .

بما أن (ع) دائماً موجبة، فلابد أن تكون دائماً الكمية :

وبتطبيق هذه الصيغة على مثال الأعمار السابق، نحصل على:

$$\frac{\sqrt{(\omega+\omega)-\sqrt{\omega+\omega}}}{(1-\omega)\dot{\omega}} = e$$

$$\frac{\sqrt{(1+\epsilon+\omega+\lambda)-(\sqrt{1+\epsilon+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1+2}+\sqrt{1$$

= ٥, ٢٢ سنة . وهو نفس الناتج السابق.

ع - التباين - ٢٧, ٢ سنة. وهو نفس الناتج السابق.

(ب) البيانات مبوبة،

الصيغة الأولى (باستخدام انحرافات مراكز الفئات عن الوسط الحسابي).

$$\frac{2 - \sqrt{1 - 2}}{1 - 2} = \frac{2 \cdot \sqrt{1 - 2}}{1 -$$

ويوضح الجدول الآتى الطريقة لإيجاد الانحراف المعيارى لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام المعلومات المدرجة (بجدول ٤) والصيغة الأولى.

طريقة إيجاد الانحراف المعياري لاستهلاك الفاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام الصيغة الأولى

(س-س) ك حي ك	(س - سَ) ^۲ عس	س - س ح س	سك	س	ā	۵
17748	1.97	11 -	1.	10	٤	- 0
11717	1977	11-	41.	10	٦	- 40
A78.	٥٧٦	71 -	AYO	00	10	- 10
707	.13	٤ –	170.	Yo	77	- 70
7777	YOY	17	1770	90	15	- 40
9.44	1797	77	۸٠٥	110	٧	- 1.0
1074.	7177	٥٦	140	170	٥	- 170
17774	2440	٧٦	110	100	7	170-110
A78		TLANE OF	0470		Yo	- 1
- مج(س-سً ^۲ (e (111 - 1)		-مب ك -ن	1	-مب ك -ن	-

$$\overline{U} = \frac{A_{+}U}{U} = \frac{A_{+}U}{U}$$

ع - التباين - ١١١٣.٥١

TT, TV -

الصيفة الثانية (باستخدام مراكز الفدات على حالتها)

ع =
$$\sqrt{\frac{\dot{v}_{(u-v)}^{2}}{\dot{v}_{(v-v)}}}$$
 هذه الصيغة أفضل بكثير من $v_{(v-v)}$

الأولى، وتستخدم عندما تكون قيم (س) صغيرة.

بما أن (ع) دائماً موجبة، فلابد أن تكون دائماً الكمية :

ن مجس ك > (مجس ك)

ويوضح الجدول التالى الطريقة لإيجاد الانحراف المعيارى لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام المعلومات المدرجة (بجدول ٤) والصيغة الثانية.

طريقة إيجاد الانحراف العياري لاستهلاك الفاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام الصيفة الثانية

س ّ ك	100	س ك	س	ك	ف
4	770	7.	10	٤	-0
VT0.	1770	47-	70	7	- 70
10770	T-70	AYO	00	10	- 10
17770.	OYFO	170.	٧٥	77	- 70
117770	4-40	1110	90	37	- A0
TYOVO	סדדדו	A-10	110	٧	- 1.0
91170	MATTO	770	170		- 170
W. NO	71-10	170	100	7	170-150
00.140	1413	٥٩٢٥		Yo	
- مجس لك	1-1-1	-مجـ ك -ن		-مج ك -ن	

وهو نفس الناتج السابق.

ع - التباين - ١١١٣.٥١ وهو نفس الناتج السابق.

الصيفة الثالثة (باستخدام انحرافات مراكز الفئات عن الوسط الفرمني).

$$\frac{3}{2} = \sqrt{\frac{(0-1)^{2}}{(0-1)^{2}}}$$
 هذه الصيغة أفضل من الأولى $0 = \sqrt{\frac{(0-1)^{2}}{(0-1)^{2}}}$ هذه الصيغة أفضل من الأولى والثانية لأنها تسهل العمليات الحسابية.

بما أن (ع) دائماً موجبة ، فلابد أن تكون دائماً الكمية:

ويوضح الجدول التالى الطريقة لإيجاد الانحراف المعيارى لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب فى مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام المعلومات المدرجة (بجدول ٤) والصيغة الثالثة.

طريقة إيجاد الانحراف المعياري لاستهلاك الفاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام الصيغة الثالثة

عر ك	·£	حىك	廴	س	ك	ف
188	r1	Y{· -	J	10	1	- 0
11.1	17	71	٤٠-	70	7	- 40
7	. 1	۲۰۰-	۲۰-	00	10	- 10
صفر	صفر	صفر	صفر	٧٥ = و	77.	- 90
٥٢٠٠		77.	٧٠.	90	15	- 40
117	13	٧٨٠	٤٠	110	٧	-1.0
14	r1	7	٦.	150	٥	- 170
147	75	75.	۸٠	100	7	170-110
۸۲٦٠٠		1.4.			Yo.	
- مج حرّ ك		YA			-مج ك -ن	
, C	4-350	7		2,740	in Line	
	Date:	- مجح وك			-	

$$\frac{\overline{Y}(2 + 2 + 2) - 2\overline{Y}, z + 2}{(1 - 2) \cdot 2} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot 1 \times Y^{0})}{(1 - Y^{0}) \cdot Y^{0}} = \frac{\overline{Y}(7 \cdot 1) - (A77 \cdot$$

وهو نفس الناتج السابق.

ع - التباين - ١١١٣.٥١ وهو نفس الناتج السابق.

الصيغة الرابعة (باستخدام انحرافات مراكز الفئات عن أصغر مركز فئة).

تستخدم هذه الطريقة في التوزيعات التكرارية المنتظمة فقط لتسهيل العمليات الحسابية إلى أقصى حد ممكن ومنعاً لظهور الإشارات السالبة.

لنفرض أن:

بما أن (ع س) دائماً موجبة ، فلابد أن تكون دائماً الكمية: ن مجس " ك > (مجس ك) "

ويوضح الجدول التالى الطريقة لإيجاد الانحراف المعيارى لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام المعلومات المدرجة (بجدول ٤) والصيغة الرابعة.

طريقة إيجاد الانحراف العياري لاستهلاك الفاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام الصيغة الرابعة

س'ك	س ك	س - ان - ا	س	9	ف
الالاصفر	صفر	سنر	10	٤	٥ - ال-
٦.	1	1	70	٦.	7 70
٦٠	۲٠	*	٥٥	10	- 50
194	11	٣	٧٥	44.	- 70
4.4	70	٤	90	17	- 40
140	70	٥	110	٧	- 1.0
34.	7.	1	150	٥	- 170
114	:41	٧	100	۲	170-160
478	- 45.		mello d	VΦ	-
- مجس ک	- مدسك	CONT. N. P.	e dy ani	-مد ك -ن	Sa to

$$\frac{Y(2) - (4 + w) - 2}{(1 - v) \dot{v}} = e$$

$$\frac{Y(1 - v) - (4 + v) - (4 + v)}{(1 - v) + 2} = e$$

$$\frac{Y(1 - v) - (4 + v) - (4 + v)}{(1 - v) + 2} = e$$

وهو نفس الناتج السابق.

ع - التباين = ١١١٣.٥١ وهو نفس الناتج السابق.

ويلاحظ أن إيجاد الانحراف المعيارى في التوزيع التكراري عبر المنتظم، لايستدعى تعديل التكرارات.

الدرجة العيارية ،

$$\frac{3-\omega}{2}$$
 - (ح) الدرجة المعيارية

وتعتاز الدرجة المعيارية بتحويل القيم الأصلية في أى مجموعة إلى أعداد مجردة من وحدات القياس، حتى يمكن مقارنة هذه القيم في المجموعات المختلفة.

خواص الدرجة العيارية ،

- (أ) تنحصر قيمته ما بين -٣ ، ٣٠ في جميع المجموعات.
 - (ب) وسطه الحسابي صفر
 - (ج) إنحرافه المعياري = ١

معامل الاختلاف،

لمقارنة مجموعتين عشدينين بن الله عن مقاربة وسطيهما الحسابى وإنحرافيهما المعياري، غير أن وحدث شده المقاييس مستمدة من وحدة

الظاهرة المبحوثة، بمعنى إذا كانت المجموعة العددية الأولى تحتوى على أعداد تمثل استهلاك الكهرياء بالكيلوات ساعة، فإن وحدة وسطها الحسابى وإنحرافها المعيارى ستكون بالكيلوات ساعة؛ في حين لو كانت المجموعة العددية الثانية تحتوى على أعداد تصثل الأعمار بالسنين، فإن وحدة وسطها الحسابى وإنحرافها المعيارى ستكون بالسنة؛ وعلى هذا الأساس لايمكن مقارنة الوسطين الحسابيين والانحرافين المعياريين في المجموعتين، نظراً لاختلاف وحدة القياس المستخدمة في كل منهما. ولكى نتغلب على هذه العقبة، نستخدم معامل الاختلاف؛ وهو مقياس للمقارنة على شكل نسبة ملوية مجردة تماماً من وحدات القياس العادية. ولمعامل الاختلاف صبغتين:

(أ) الصيفة الأولى ، (باستخدام الربيع الأعلى والأدنى) .

(ب) الصيفة الثانية: (باستخدام الوسط الحسابي والانحراف المعياري)

وهي أدق من الأولى وأكثر استعمالاً. معامل الاختلاف =
$$\frac{3}{\overline{w}} \times 100$$

وإذا طبقنا الصيغتين السابقتين على مثال إستهلاك الغاز، نحصل على :

ويديهى أن النائجين من الصيغتين السابقتين يختلفان، نظراً لاختلاف الأساس المستخدم في كل منهما. لذلك عند مقارنة مجموعتين عدديتين، يجب استخدام نفس الصيغة لمعامل الاختلاف.

الالتواء

ذكرنا سابقاً أن معظم قيم الظواهر الطبيعية في المجتمعات المختلفة تتوزع على شكل توزيع تكرارى غير متماثل، مقارب للتوزيع التكرارى المعتدل.

وأن التوزيع التكراري غير المتماثل، قد يكون ذات التواء موجب إذا كان منحنيه التكراري ملتوياً ناحية اليسار فيكون س > الوسيط > المنوال . وقد يكون ذات التواء سالب إذا كان منحنيه التكراري ملتوياً ناحية اليمين فيكون المنوال > الوسيط > س ولكن يهمنا عادة قياس درجة هذا الالتواء بإحدى الطرق الآتية:

(١) طريقتي بيرسون،

إذا كان الناتج موجباً ، فإن الالتواء سيكون ناحية اليسار؛ والعكس صحيح.

معامل الالتواء (ی
$$_{Y}$$
) = $\frac{7(\overline{w} - \text{llemud})}{3}$

إذا كان الناتج موجباً ، فإن الالتواء سيكون ناحية اليسار؛ والعكس صحيح.

وينطبيق هاتين الصيغتين على مثال استهلاك الغاز (بجدول ٤)، نحصل على:

معامل الالتواء
$$(v_1) = \frac{v_2 - v_3}{v_1 - v_2} = \frac{v_1 - v_3}{v_1 - v_2} = \frac{v_1 - v_3}{v_1 - v_2} = v_1 + v_2$$

بما أن الناتج موجب، فإن الالتواء ناحية اليسار.

معامل الالتواء (يم) =

بما أن الناتج موجب، فإن الالتواء ناحية اليسار.

(ب) طريقة بولي،

ثالثاً ، اختبارات الدلالة الاحصائية ، ،

تهدف اختبارات الدلالة الإحصائية إلى الكشف عن مدى اقتراب المقاييس الاحصائية للمجتمع الأصل، المقاييس الاحصائية للمجتمع الأصل، ولذلك فإن الثقة تزداد في مقاييس العينة كلما اقتربت من أصلها أى أن الثقة في مقاييس العينة تزداد كلما كان انحرافها عن مقاييس المجتمع الأصل صغيراً.

ويستخدم الخطأ المعيارى Standard Error الذى يدل على مدى الخطأ المحتمل لتلك المقاييس فى ابتعادها أو اقترابها من مقاييس المجتمع الأصلى، ويمكن استخدام الانحراف المعيارى أيضاً لهذا الغرض.

الخطأ العياري لتوسط العينة ،

يقدر الخطأ المعيارى لمتوسط العينة العشوائية الواحدة بالجذر التربيعى لتباين المتوسط ويكون حساب الخطأ المعيارى من إحدى المعادلتين التاليتين:

المعادلة الأولي ا

حيث ع هي الانحراف المعياري للعينة، ن هي عدد أفراد العينة.

العادلة الثانية ،

الخطأ المعيارى =
$$\sqrt{\frac{x-5}{0}}$$
 (۲)

حيث مجح ح هي مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط، ن هي عدد أفراد العينة.

مثال،

إذا أخذت عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ طالب وحسب المتوسط الحسابى لنسب ذكائهم فكان ١٠٥ وحسب الانحراف المعيارى فكان ٢٦,٢٥ فارجد الخطأ المعيارى؟

الحلا

الخطأ المعيارى =
$$\frac{\varepsilon}{\sqrt{\dot{v}}}$$
 الخطأ المعيارى = $\frac{71.70}{1.1}$ = 7.770

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين،

أولاً : إذا كان المتوسطان مرتبطان :

إذا كان متوسطا درجات مجموعة من الطلاب في اختبارين أحدهما للحساب والآخر الهندسة هما س المسلاب وكانت درجات الطلاب في هذين المقررين مرتبطين وكان معامل الارتباط بينهما هو ر ، فإذا كان المعياري لمتوسط درجات اختبار الحساب ع س المقرون الخطأ المعياري لمتوسط درجات اختبار الهندسة هو:

ثانيا ، إذا كان المتوسطان غير مرتبطين ،

إذا تم حساب متوسطى درجات مقرر الرياضيات لتلاميذ مدرستين أحدهما للبنين والأخرى للبنات فإنه لايمكن حساب العلاقة بين درجات البنين ودرجات البنات في اختبار الرياضيات لأن الارتباط يعتمد على مقارنة درجات كل طالب في كل مرة نختبره فيها ودرجاته في المرة التي تليها. ويمكن اعتبار أن ر = صفر في هذه الحالة.

وعليه فإننا عوضنا في معادلة الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين مرتبطين عن قيمة ر = • يكون الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين غير مرتبطين كما هو مبين في المعادلة التالية:

الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين غير مرتبطين =
$$\sqrt{\frac{3^{\prime}+3^{\prime}}{0}}$$

وفيما يلى نعرض لطرق حساب دلالة الفروق بين المتوسطين.

(١)النسبة الحرجة Critical Ratio

لحساب دلالة الفرق بين متوسطين نحسب الخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين ثم نحسب النسبة الحرجة من المعادلة التالية:

فإذا كان المتوسطان مرتبطان فإن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين يكون :

حيث تن '، تن ' هما متوسطى درجات أفراد المجموعتين فى اختبارين، هما الخطأن المعياريان للمتوسطين السابقين ، ر هو معامل الارتباط بين درجات الاختبارين.

مثال،

إذا كان متوسط درجات مجموعتين مختلفتين من طلاب المدارس الثانوية في اختبار الذكاء هي:

متوسط ذكاء المجموعة الأولى ١٠٩ وانحرافه المعيارى ١٧,٢ ومتوسط ذكاءالمجموعة الثانية هو ١٦,٨ فارجد النسبة الحرجة.

الحلء

المجموعتين غير مرتبطين لأنهما من مدرستين مختلفتين:

$$|\text{limpi flacted}| = \sqrt{\frac{10^{7} - 10^{1}}{3 \cdot 0^{7} - 10^{1}}} = \sqrt{\frac{100 - 100^{1}}{100 + 100^{1}}} = \sqrt{\frac{100 - 100^{1}}{100^{1}}} = \sqrt{\frac{100 - 100^{1}}{100^{$$

مثال

إذا كان متوسطات درجات مجموعة من الطلاب في اختبارين أحدهما للقراءة والآخر للتعبير هما ٣٠.٦، ٣٤.٥ على الترتيب وكان الخطأ المعياري لدرجات الطلاب في القراءة هو ٦.٢ والخطأ المعياري لدرجات الطلاب في التعبير هو ٤.٨ وكان معامل الارتباط بين درجات الطلاب في اختباري القراءة والتعبير هو ٧.٠ فما هي النسبة الحرجة.

الحلء

اختبارات للفروق بين المتوسطات ،

فى البحوث والدراسات التجريبية، يحصل الباحث على ملاحظات عن أفراد عينة البحث فإذا كان عدد هذه الملاحظات ، ن ، وكانت عينة الأفراد هي عينة عشوائية فإن تباين هذه العينة (ع٢) يمكن حسابه من المعادلة التالية:

وعدد درجات الحرية يساعد فى تحديد تباين العينة ومقدار درجات الحرية لعينة عدد أفرادها ن هى (ن - ١). وقبل شرح طرق حساب دلالة الفروق بين متوسطات باستخدام اختبار ،ت، ينبغى على الباحث أن يتحقق من بعض الشروط الأساسية فى متغيرات بحثه.

الشروط الأساسية الواجب توافرها لاستخدام اختبار " ت ، ،

توجد عدة شروط أساسية ينبغى على الباحث أن يتحقق منها فى متغيرات بحث قبل أن يستخدم اختبار ات، فى حساب دلالة الفروق بين المتوسطات، وإلا فإن الناتج الذى يتوصل إليه الباحث لن يعبر عن الحقيقة. ولذلك فعلى الباحث أن يدرس متغيراته من النواحى التالية:

- * حجم العينة .
- * الفرق بين حجمي العينتين.
 - * مدى تجانس العينات.
- * مدى اعتدالية التوزيع التكراري لعينتي البحث.

وفيما يلى عرض موجز لهذه الجوانب:

(١) حجم العينة ،

حيث أن اختبار وت يصلح للعينات الصغيرة (ن < ٥٠) ، فإنه يصلح أيضاً للعينات الكبيرة والتي تصل في بعض الأحيان إلى ١٠٠٠٠ أو أكثر من ذلك وحتى ما لا نهاية (∞).

(٢) الفرق بين عينتي البحث:

يجب ألا يكون الفرق بين عينتى البحث كبيراً جداً لأن حجم العينة يؤثر على مستوى دلالة ات، وذلك لأن مستوى الدلالة يتأثر إلى حد كبير بدرجات الحرية.

(٣) مدي تجانس العينتين ،

يقاس التجانس بمدى الفرق بين تباين العينتين ولا يقاس هذا الفرق بطرح التباين الأصغر من التباين الأكبر ولكن يقاس بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر والنسبة الناتجة تسمى النسبة الفائية (ف) وترجع هذه التسمية إلى اسم واضعها وهو العالم فيشر Fisher.

وتكون العينة متجانسة تماماً إذا كانت ف = ١ وتعتبر العينة متجانسة إذا كانت قيمة دف، غير جوهرية.

(٤) مدي اعتدالية التوزيع التكراري لعينتي البحث ،

معنى اعتدالية التوزيع التكرارى هو التحرر من الالتواء السالب أو الموجب والتوزيع الاعتدالي هو التوزيع الخالى من الالتواء، ويجب أن يكون التوزيعان التكراريان للعينتين اعتداليان.

وينحصر الالتواء بين -٣ و ٣٠ الذي يمكن حسابه من المعادلة التالية:

توزيع , ت، The "T" Distribution

إذا كان متوسط مجتمع الأصل هو م وكان متوسط العينة هو س فإن المعادلة الذي تحدد قيمة ات، هي:

قیمة ، ت ، الناتجة لها توزیع معروف یسمی توزیع ، ت ، ویحسب مستوی دلالة قیمة ، ت ، من الجداول.

الحالات المختلفة لحساب قيم , ت , ،

(۱) دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين غير متساويتين في عدد الأفراد.

طريقة الحساب،

- * نوجد الفرق بين المتوسطين س ١ س٢
- * نحسب الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين وتكون قيمته في هذه
 الحالة كما يلى:

$$-\left(\frac{1}{i} + \frac{1}{i}\right)\left(\frac{1}{i} + \frac{1}{i} + \frac{1}{i}\right)\left(\frac{1}{i} + \frac{1}{i}\right)$$
 الخطأ المعيارى = $\sqrt{\frac{1}{i}}$

* نوجد قيمة ات، المحسوبة وتساوى خارج قسمة الفرق بين المتوسطين على الخطأ المعيارى.

وتستخدم هذه الطريقة للأعداد الصغيرة والأعداد الكبيرة على السواء. مثال (۱۰-٤):

احسب قيمة ، ت ، لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن :

الحلء

$$\frac{1}{\left(\frac{1}{17}+\frac{1}{1\cdots}\right)\left(\frac{10\times17\cdot+1\cdot\times1\cdots}{7-17\cdot+1\cdot\cdot}\right)}$$

(۲) دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين متساوتين فى عدد الأفراد: لحساب قيمة ،ت، فى هذه الحالة نتبع الخطوات السابقة ولكن باعتبار أن ن، = ن = ن. فى معادلة الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين فتصبح قيمة ت هى:

AND THE PROPERTY OF THE

مثال ،

$$1.0 = 10^{\circ}$$
 $1.0 = 10^{\circ}$
 1.0

$$\frac{1}{1}$$

(٢) دلالة الفرق بين متوسطين غير متجانسين وغير مرتبطين:

مثال ،

إذا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٩٨ تلميذاً في أحد المدارس الإعدادية هو ١٠٢ بانحراف معياري قدره ١٤ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة مكونة من ٧٧ تلميذة بأحد المدارس الإعدادية للبنات أيضاً هو ١٠٠ بانحراف معياري قدره ١٢ فما قيمة ،ت، للفرق بين المتوسطين؟

$$\frac{3^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}} + \frac{3^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}}$$

$$\frac{7^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}} + \frac{3^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}}$$

$$\frac{7^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}} + \frac{7^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}}$$

$$\frac{7^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}} + \frac{7^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}}$$

$$\frac{7^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}} + \frac{7^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}}$$

$$\frac{7^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}} + \frac{7^{\frac{1}{4}}}{\sqrt{1}}$$

(٤) دلالة الفرق بين متوسطين مرتبطين:

إذا أعيد إجراء نفس الاختبار على مجموعة الأفراد فى وقت آخر كما يفعل الباحث عند حساب ثبات اختبار بطريقة إعادة الاختبار فإننا نستخدم المعادلة التالية لحساب قيمة ، ت ، :

حيث سن هي متوسط الغروق بين درجات المجموعتين.

مج ح ف هى مجموع مربعات انحرافات الفروق بين الدرجات عن متوسطها هذه الطريقة تقتضى أن يكون عدد أفراد العينتين متساويتين وذلك لأن الدرجات المتناظرة فى العينتين مرتبطة.

مثال ،

إحسب قيمة ،ت، للفرق بين متوسطى المجموعتين من الدرجات الموضحة بالجدول التالى:

11	17	٧٠	14	13	10	١٠٠
14	11	40	14	17	14	۲۰۰۰

Mary Land William In Street, or William Was being the

عد ع'د		الفروق بين الدرجات (ف)	س'	س'
í	T .	7	١٢	10
1	۲		11	19
	•	Y	17	14
77	7-	0-	40	۲٠
1	1	•	11	17
1	1	7	17	19
11		La Depose	1.1	1.4

$$\frac{1}{\frac{2^{2}}{(1-1)^{2}}} = \frac{1}{\frac{2^{2}}{(1-1)}}$$

$$\frac{1}{\frac{1}{2^{2}}} = \frac{1}{\frac{1}{2^{2}}}$$

اختباركا لدلالة الفروق بين التكرارات ،

يعد اختبار كا وتكتب باللاتينية x² وتنطق كاى اسكوير من أفضل الاختبارات الاحصائية التى تستخدم فى حساب دلالة الفروق بين التكرارات والنسب المئوية. وتستخدم كا لحساب دلالة فروق البيانات العددية التى يمكن تحويلها إلى تكرار أو نسب مئوية وتقوم فكرتها الأساسية على قياس مدى اختلاف التكرارات المتوقعة أو المحتملة الحدوث.

وهذا الاختباريتميز بالخصائص التالية ،

- ١ الايمكن أن تكون قيمة كا السالية الأنها تساوى مجموع مربعات الفروق التي تكون موجبة دائماً.
- ٢ قيمة كا تساوى صفر فقط فى بعض الحالات غير العادية التى تكون فيها التكرارات المحسوبة مساوية للتكرارات المتوقعة (كم = كق).
- ٣ إذا كانت العوامل الأخرى متساوية فإن قيمة كا تزيد كلما زادت الفروق
 بين التكرارات المتوقعة والتكرارات المحسوبة.
- ٤ لا تتحدد قيمة كا بالفروق بين التكرارات وحدها ولكنها تحدد بمقدار
 هده الفروق بالنسبة لقيمة التكرارات المتوقعة.
- م تعتمد قيمة كا على عدد الاختبارات المتاحة وكلما زاد عدد الاختبارات كلما زادت قيمة كا .

طرق حساب کا ا

تحسب قرمة كا من المعادلة التالية:

حيث كم هي التكرار المشاهد، كق في التكرار المتوقع.

ويمكن الكشف عن مستوى الدلالة الاحصائية لقيمة كالم من الجداول .

مثال:

إحسب كا الدلالة الفرق بين استنتاجات ١٠٠ طالب على سؤال في استفتاء بحيث كانت الإجابة عنه إما موافق أو غير موافق وكان عدد الذين

أجابوا موافق ٤٨ والذين أجابوا غير موافق ٥٦.

الحل:

$$\frac{\sqrt{(\circ \cdot - \circ \gamma)}}{\circ \cdot} + \frac{\sqrt{(\circ \cdot - \xi \Lambda)}}{\circ \cdot} = \sqrt{\xi}$$

مثال

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد استطلاعات الرأى وكانت إجابة ٦٠ منهم بنعم وإجابة ٤٠ بلا إحسب كا لفروق؟

$$\frac{\sqrt{(\circ \cdot - \xi \cdot)}}{\circ \cdot} + \frac{\sqrt{(\circ \cdot - \chi \cdot)}}{\circ \cdot} = \frac{\sqrt{\zeta}}{\zeta}$$

$$\xi = \frac{1 \cdot \cdot}{\circ \cdot} + \frac{1 \cdot \cdot}{\circ \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{\zeta}$$

الطريقة المختصرة لحساب كا الجدول التكراري (١×٢):

إذا كان تكرار الاستجابة الأولى هى ك، وكان تكرار الاستجابة الثانية هى ك، على سؤال من أسئلة استبيان مثلاً فإن كا ٢ تحسب من المعادلة التالية:

مثال:

إحسب كا للبيانات الموضحة بالمثال السابق باستخدام الطريقة المختصرة.

الحلاه

$$\xi = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1$$

مثال

فى استفتاء للرأى العام تبين أن ٨٠ عاملاً يحبون من إولة الأعمال اليدوية بينما يكره ٢٢٠ عاملاً مثل هذه الأعمال إحسب كا لفروق.

الحلاه

$$\frac{\gamma(1\xi\cdot -)}{\gamma(1\xi\cdot -)} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma \cdot + \lambda \cdot} = \frac{\gamma(\gamma\gamma - \lambda \cdot)}{\gamma\gamma$$

الطريقة العامة لحساب قيمة كا الجداول التكرارات (١×ن):

تستخدم المعادلة العامة لحساب قيمة كا بالنسبة لجداول التكرارات. والمثال التالى يوضح استخدام هذه المعادلة.

مثال

كانت استجابات ٣٠ طالب على أحد أسئلة مقياس للإنجاهات ذات ثلاث إجابات (موافق - لا أدرى - معارض) كما هو موضح في الجدول التالي:

إحسب كالالفروق بين هذه الاستجابات؟

مج ك	معارض	لا أدرى	موافق	الاستجابة
۲.	11	٧	14	التكرارات (ك)

الحاله

مثال ا

فى استبيان كان تكرار القبول ٧٠ وتكرار الرفض ٥٠ احسب كا للفروق بين هذه الاستجابات ؟

الحلاه

$$\frac{V(3-\frac{1}{2})^{2}}{2} = \frac{V(3-\frac{1}{2})^{2}}{2} = \frac{V(3-\frac{1}{2})^{2}}{2} = \frac{V(3-\frac{1}{2})^{2}}{3} = \frac{V(3-\frac{1}{2})^{2}$$

$$\frac{1}{\sqrt{1+\frac{1}{2}}} = \frac{1}{\sqrt{1+\frac{1}{2}}} + \frac{1}{\sqrt{$$

مثال:

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد الاستفتاءات وكان تكرار القبول ٢٠ وتكرار الرفض ٤٠ فما قيمة كا لفروق بين الإجابات ؟

e' = (0) = (0)

NAME OF THE OWNER, WHEN

الحيل

حساب كا للفرق بين التكرارات في الجداول التكرارية (٢ × ٢) ،

$$\frac{\circ}{{}_{\lambda}(\circ\cdot-{}_{\xi}\cdot)} + \frac{\circ}{{}_{\lambda}(\circ\cdot-{}_{\lambda}\cdot)} = {}_{\lambda} \mathbb{Z}$$

إذا كان لدينا جدول تكراري (٢ × ٢) كالجدول التالي:

ب	
د	÷

فإننا نجمع الصغوف والأعمدة كما هو موضح في الجدول التالي:

۱+ب	ب	1	
3+->			
ن	ب+د	ا+ج	

فتكون النكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا الجدول التكراري السابق

التكرار المتوقع للخلية أ = (أ+ب) (أ+ جـ)

التكرار المتوقع للخلية ب = (أ+ب) (أ+د)

التكرار المتوقعة للخلية ج = (أجـ + د) (أ+ جـ)

التكرار المتوقعة للخلية ج = ن

التكرار المتوقع للخلية ح = ن

ثم نكمل الحل بالطريقة العامة لحساب كا للفروق بين التكرارات. مثال ،

إحسب كا ل للفروق بين التكرارات الموضعة بالجدول التالى:

الحلء

ا+ب	ب	i	
٧٢	**	70	
ج.+د	دو د	ج	
ج-+د ۸۶	78	ب ٢	
ن ۱۲۰	ب+د ۷۱	ا+جـ ٤٩	
14.	٧١	89	

all that the sense is here the fifty

1,10 = 1,10 + 1,70 + 0,70 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 = 1,00 =

حيث Ø تنطق فاى وقيمتها تحدد من المعادلة

مثال ه

حل المثال السابق بالطريقة المختصرة؟

الحسل

$$\frac{1}{\text{YETV.EA}} = \frac{(17 \times 77) - (76 \times 70)}{\text{YIX EAX EAX YY}} = \emptyset$$

$$\frac{1}{\text{YETV.EA}} = \frac{(17 \times 77) - (76 \times 70)}{\text{YIX EAX EAX YY}} = \emptyset$$

$$\frac{1}{\text{YETV.EA}} = \frac{1}{\text{YETV.EA}} = \frac{1}{\text$$

تم سؤال ٥٠٠ طالب من طلاب أحد المدارس الثانوية عما إذا كانوا يحبون العمل اليدوى أم لا ؟ وكانت إجاباتهم موزعة حسب الصفوف الدراسية على النحو التالى:

الجموع	غيرموافق	لا أدري	مواطق	الصف
10.	00	w.	40	الصف الأول
٧.,	1	γ-	۸٠	الصف الثاني
10.	٤٠.	7.	٥٠	الصف الثالث
٥٠٠	110	18.	170	

النسبة المنوية للتكرار المتوقع (موافق) =
$$\frac{150}{0.0}$$
 = 90.0 .

النسبة المنوية للتكرار المتوقع (لا أدرى) = $\frac{160}{0.0}$ = 90.0 .

النسبة المنوية للتكرار المتوقع (غير موافق) = $\frac{190}{0.0}$ = 90.0 .

التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (موافق) = b_{ij} = 7.0×0.0 = 9.2 التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (لأأدرى) = b_{ij} = b_{ij} = 0.0×0.0 =

غيرموافق	لا أدري	موافق		الصف	
٥٨٥	£ Y	19,0	ك		
٥٥		70	كم	الصف الأول	
VA	٥٦	11	كن	. 1441	
1	٧.	۸٠.	ڪ	الصف الثانى	
040	£Y	19,0	كن	A MAN	
٤٠	٦.	۰۰	ك	الصف الثالث	

$$\frac{1}{2} \frac{1}{2} \frac{1}$$

$$\frac{197}{\sqrt{4}} + \frac{197}{\sqrt{4}} + \frac{19$$

مثال ا

إحسب كا للاستجابات الناتجة عن سؤال في الانجاهات لمجموعة من الطلاب والطالبات والموضعة تكرارات استجاباتهم بالجدول النالي:

غيرموافق	لا أدري	موافق	الجنس
į. 1/4	40	٧٠	ذكور
70	γ.	۲٠	إناث

الحسل

الجنس	موافق	لا أدري	غيرموافق	الجموع
ذكور	٧.	40	Į.	170
ناث	. 7.	٧٠	70	Yo
لمجموع	1	10	70	٧١٠

التكرارات المتوقعة للذكورا

التكرارات المتوقعة للإناث،

والجدول التالي يبين التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة

غيرموافق	لا أدري	موافق	الجنس
£1,40	7A, T0	78,A V•	المترقع ذكور المشاهد
77.70	10,40	71	المتوقع
40	7.	7.	إناث المشاهد

$$\frac{\frac{Y(\xi1,\Lambda0-\xi\cdot)}{\xi1,\Lambda0}+\frac{Y(Y\Lambda,Y0-Y\cdot)}{Y\Lambda,Y0}+\frac{\frac{Y(Y\Lambda,Y0-Y\cdot)}{Y\Lambda,X0}}{\frac{Y(YY,Y0-Y0)}{YY,Y0}+\frac{\frac{Y(YX,Y0-Y\cdot)}{Y(YX-Y\cdot)}+\frac{Y(YX-Y\cdot)}{YX}}{\frac{Y(YX,Y0-Y0)}{YY,Y0}+\frac{Y(YX-Y\cdot)}{YX}}$$

$$\frac{Y(1, \wedge \circ -)}{\xi 1, \wedge \circ} + \frac{Y(T, T \circ -)}{Y \wedge Y \circ} + \frac{Y(T, T \circ -)}{1\xi \wedge} + \frac{Y(T, T \circ -)}{1\xi \wedge} + \frac{Y(T, T \circ)}{Y(T, T \circ)} + \frac{Y(T, T \circ)}{Y(T, T \circ)} + \frac{Y(T, T \circ)}{Y(T, T \circ)} + \frac{Y(T, T \circ)}{Y \wedge Y \wedge Y \circ} + \frac{Y(T, T \circ)}{Y \wedge Y \wedge Y \wedge} + \frac{Y(T, T \circ)}{Y \wedge Y \wedge} + \frac{Y(T, T \circ)}{Y \wedge Y \wedge} + \frac{Y(T, T \circ)}{Y \wedge} + \frac{$$

T, 1A = 1, 17 + 1, 10 + 1 + 1, 1A + 1, 18 + 1, 17 =

مثال :

إحسب كا لفروق بين التكرارات للإجابة عن سؤال فى استفتاء لثلاثة مجموعات من الشباب الجامعى عن الميل نحو الزواج من الفتاة الجامعية كانت استجاباتهم كما هو مبين فى جدول التوزيع التكرارى التالى:

	لا أدري	أميل	الجموعة/اليل
	٧٠	۸٠.	المجموعة الأولى
17		YA	المجموعة الثانية
	71	43	المجموعة الذالثة

الحسل

نضع جدول التكرارات المشاهدة ومجموع كل صف وعمود كما يلى فى جدول التوزيع التكراري التالى:

الجموع	لا أميل	لا أدري	أميل	الجموعة / الميل
10.	٥٠	٧٠	۸۰	المجموعة الأولى
10.	٥٦	17	٧٨ .	المجموعة الثانية
10.	££	71	٤٣	لمجموعة الثالثة
£0 •	10.	١	γ	المجموع

نحسب نسبة تكرار كل استجابة:

$$^{\circ}$$
 - $^{\circ}$ - $^{\circ}$ = (لا أميل) = $^{\circ}$ تكرار الاستجابة (لا أميل) = $^{\circ}$

نحسب التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا جدول التكرارات المشاهدة وذلك بضرب نسبة تكرار كل استجابة في مجموع الصف المقابل لها فمثلاً التكرار المتوقع للخلية الأولى (الذين يميلون في المجموعة الأولى) هو ١٥٠ × ١٥٠ = ٦٦ وهكذا لبقية الاستجابات في الصفوف الثلاثة

والجدول التالى يبين ناتج حساب التكرارات المتوقعة لاستجابات المجموعات الثلاثة من الطلاب.

جدول التكرارات المتوقعة

لا أميل	لا أدري	أميل	المجموعة/الميل	
٤٩,٥	**	77	المجموعة الأولى	
٤٩,٥	**	11	المجموعة الثانية	
٤٩.٥	77	11	المجموعة الثالثة	

يحسب كا للفروق بين التكرارات المختلفة

مثال ،

إحسب للفروق بين التكرارات للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

غيرموافق	لا أدري	موافق	الجنس
1	17	٤٤	ذكور
11	A	1 17	إناث .

الحسل:

الجموع	غيرموافق	لا أدري	موافق	الجنس
70	9	14,	££	ذكور
40	٧٠	٨	17	إناث
1	٧٠	٧.	7.	المجموع

غيرموافق	لا أدري	موافق	الجنس
1	1.7	£ £	ذكـــور
15	15	79	
٧	٨	17	إناث
٧	- v	7.1	

جدول حساب التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة

$$\frac{\frac{(17-71)}{17}}{\frac{17}{17}} + \frac{(17-71)}{17} + \frac{7(17-17)}{17} + \frac{7(17-17)}{17}$$

 $V, \cdot 9V = Y, YA + \cdot, 16 + 1, 19 + \cdot, \cdot VV + \cdot, 76 \cdot =$

الفصل الرابع

الارتباط

اولا ، تعريف الأرتباط والاقتران ، (الأرتباط والاقتران والتوافق).

ثانيا ، أنواع الارتباط وطرق قياسه.

ثالثاً الارتباط المستقيم للبيانات غير المبوبة (طريقة سبيرمان).

رابعاً ؛ الارتباط المستقيم للبيانات المبوبة (طريقة بيرسون).

خامساً ، معامل الاقتران.

سادساً ، معامل التوافق.

الإياا بالعقاة

200

THE PARTY OF THE P

A STREET, STRE

pater of department of the plant of the property of the party of the p

the Again and the world of the second

ALL PERSONS ASSESSED.

DUTTO CARE

الارتباط

تعريف الارتباط والاقتران والتوافق،

لم نتناول حتى الآن إلا القيم العددية في المجموعات المتعلقة بظاهرة واحدة (متغير واحد). وقد رأينا كيفية تحليل هذه البيانات واستخراج منها المقاييس الإحصائية المختلفة التي تمكننا من التعرف على مميزات وخصائص هذه المجموعات، وفي حالة الارتباط سيتطلب الأمر دراسة العلاقة الموجودة بين متغيرين أو أكثر. ويمكن تقسيم هذه العلاقة إلى ٣ أبواع:

الارتباط: هو العلاقة الموجودة بين القيم العددية لظاهرتين (متغيرين) أو أكثر، يمكن قياسها؛ كالعلاقة الموجودة بين وزن وطول الشخص، أو بين سعر وكمية السلعة.

الاقتران، هو العلاقة الموجودة بين القيم النوعية أو الوصفية لظاهرتين أو أكثر، لايمكن قياسها؛ كالعلاقة الموجودة بين جنسية وديانة الشخص، أو بين لون الشعر ولون العينين.

التوافق، هو العلاقة الموجودة بين القيم العددية لظاهرة أو أكثر يمكن قياسها، وبين القيم النوعية أو الوصفية لظاهرة أخرى أو أكثر لايمكن قياسها؛ والارتباط مفيد جداً في البحوث الطبيعية؛ أما الاقتران والتوافق فتبرز أهميتها في البحوث الاجتماعية.

أنواع الارتباط وطرق قياسه

ينقسم الارتباط من حيث العلاقة بعدد الظواهر إلى ٣ أنواع:

- (أ) ارتباط بسيط.
- (ب) ارتباط جزئى.
- (ج) ارتباط متعدد.

(أ)الارتباط البسيط،

هو العلاقة الموجودة بين القيم العددية لظاهرتين فقط (أى بين متغيرين س ، ص).

وينقسم الارتباط البسيط من حيث الشكل إلى قسمين:

- (أ) ارتباط مستقيم.
- (ب) ارتباط غير مستقيم.

(١) الارتباط الستقيم،

هو العلاقة بين متغيرين (س) و (ص) من الدرجة الأولى على صورة ص = أ س + ب

(١) البيانات غيرمبوبة،

عندما تكون البيانات غير مبوبة، يقاس الارتباط البسيط المستقيم بإحدى الطريقتين الآتيتين:

- (١) طريقة بيرسون.
- دقيقة جداً ولكنها طويلة.
- (أ) الصيغة الأولى (باستخدام قيم س ، ص على حالتها) .
 - معامل الارتباط (ر)

$$\dot{v} = \text{acc lising Marsing.} (m) e (m)$$

$$\dot{v} = \sqrt{\frac{n+u^{\sqrt{1}}}{\dot{v}}} - \sqrt{\frac{n+u}{\dot{v}}}$$

$$\dot{v} = \sqrt{\frac{n+u^{\sqrt{1}}}{\dot{v}}} - \sqrt{\frac{n+u}{\dot{v}}}$$

$$\dot{v} = \frac{n+u}{\dot{v}}$$

معامل الارتباط (ر)

ن = عدد القيم للمتغيرين (س) و (ص)

$$3u = \sqrt{\frac{\alpha+3^{7}ev}{\dot{v}}} - (\frac{\alpha+3ev}{\dot{v}})^{7}$$

$$3u = \sqrt{\frac{\alpha+3^{7}eu}{\dot{v}}} - (\frac{\alpha+3ev}{\dot{v}})^{7}$$

$$\overline{w} = e_{ij} + \frac{\alpha + \frac{\alpha}{\gamma}}{i}$$

$$\overline{w} = e_{ij} + \frac{\alpha + \frac{\gamma}{\gamma}}{i}$$

$$\overline{w} = e_{ij} + \frac{\alpha + \frac{\gamma}{\gamma}}{i}$$

۲- طریقة سبیرمان،

تقريبية ولكنها تمتاز بالسهولة والسرعة؛ كما تصلح لقياس الارتباط بيس القيم العددية أو النوعية لظاهرتين، مادام في الإمكان ترتيب هذه القيم.

معامل ارتباط الرتب
$$(y) = 1 - \frac{7}{(y^2 - 1)}$$

حيث

ف = الفرق بين ترتيب قيم (س) فيما بينها، وترتيب قيم (ص) فيما بينها.

(ب) البيانات مبوبة:

عندما تكون البيانات مبوية، يقاس الارتباط البسيط المستقيم بإحدى الطرق الآتية:

(۱)طريقة بيرسون،

دقيقة جدا ولكنها طويلة.

معامل الارتباط (ر)

حيث،

$$\dot{v} = a + b_{0} - a + b_{0} - a + a + a + b_{0}$$

$$3_{0} - \sqrt{\frac{4 - 5^{2} \cdot (0 \cdot b_{0})}{\dot{v}}} - (\frac{a + 5 \cdot (0 \cdot b_{0})}{\dot{v}})^{2}$$

$$3_{0} - \sqrt{\frac{4 - 5^{2} \cdot (0 \cdot b_{0})}{\dot{v}}} - (\frac{a + 5 \cdot (0 \cdot b_{0})}{\dot{v}})^{2}$$

(٢) طريقة سبيرمان للرتب، للفئات المتساوية فقط (باستخدام أقطار الفروق المتساوية للرتب)،

هذه الطريقة أسهل وأسرع بكثير من طريقة بيرسون، وتؤدى إلى نفس النتيجة. ولكن بقتصر استعمالها في جداول الارتباط ذات الفئات المتساوية فقط. وميرئها الهاتصلح إذا كان هناك فئة أو أكثر من الفئات المتساوية مفتوحة.

(٣) طريقة سبيرمان للرتب، للفئات المتساوية فقط (باستخدام أقطار المجاميع المتساوية للرتب)

هذه الطريقة أسهل وأسرع بكثير من طريقة بيرسون، وتؤدى إلى نفس النتيجة ولكن يقتصر استعمالها في جداول الارتباط ذات الفئات المتساوية فقط. وميزتها أنها تصلح إذا كان هناك فئة أو أكثر من الفئات المتساوية مفتوحة.

(٢) الارتباط غير الستقيم،

(أ) البيانات غير مبوبة،

عندما تكون البيانات غيرمبوبة، يقاس الارتباط البسيط غير المستقيم بدليل الارتباط وباستخدام الانحدار.

(ب) البيانات مبوبة،

عندما تكون البيانات مبوبة، يقاس الارتباط البسيط غير المستقيم بنسبة الارتباط وباستخدام الانحدار.

ب- الارتباط الجزئي،

هو العلاقة الموجودة بين قيم متغيرين (س،) و (س،) بعد استبعاد المتغير الثالث (س،). ويقاس الارتباط الجزئي بمعامل الارتباط الجزئي.

$$(-\infty)^{-1}$$
 $(-\infty)^{-1}$ $(-\infty)^{-1}$ $(-\infty)^{-1}$ $(-\infty)^{-1}$ $(-\infty)^{-1}$ $(-\infty)^{-1}$

حيث

$$(y - aalab | V(ii)d | Iimid | iimid$$

وبالمثل بحسب قيمتى (ر,)و (ر)، نم نعوض قيم (ر) و(ر) و (رم)

(ج) الارتباط المتعدد،

هو العلاقة الموجودة بين قيم عدة متغيرات (س ١) و (س٢) و(س٣) معا. ويقاس الارتباط المتعددة بمعامل الارتباط المتعددة وباستخدام الانحدار.

قيم واشارات مقاييس الارتباط،

(i) معامل الارتباط (ر)

تتراوح قيمة معامل الارتباط مابين (-١) و (+١) مارة بالصفر ونكتب رياضيا حا≤ر≤١

عندما ر - - ا يسمى الارتباط بين قيم المتغيرين (س) و (ص) تام عكسى . وهي حالة خاصة نادرة في الطبيعة .

عندما ر -1 < (< صفر يسمى الارتباط بين قيم المتغيرين (w) و (w) تام عكسى . وهى حالة عامه شائعة فى الطبيعة .

عندما ر = صفر لا يوجد ارتباط بين قيم المتفيرين (س) و (ص).

عندما ر - صفر < ر<۱ بين قيم المتغيرين (س) و (ص) نام طردى. وهي حالة خاصة نادرة في الطبيعة.

الصيغة الأولى المطولة (باستخدام قيم س ، ص على حالتها)

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، باستخدام الصيغة الأولى المطولة لطريقة بيرسون (قيم س، ص على حالتها).

ص ٢	س۲	س من	س	س
Y - £ £ 9	79979	75779	158	177
19.22	T17A8	71071	174	174
٣٠٦٢٥	£Y• A9	TV9VO	140	717
117.9	VASTI	07.57	7.7	141
71.70	01079	77910	110	777
PFYAI	71748	7£TA7	150	174
19.11	17907	YYYIA	174	171
19.55	****	70701	177	174
371.7	71097	77817	127	147
49048	PASTT	TIEVI	174	145
YEAROV	rgarvi	T.79AY	1071	1977
- مجا ص	- مجس	- مجس ص	- مجـ س	- مجس

= ۰,۸۰۷ الارتباط غير تام طردى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح موجب

كذلك:

$$197, V = \frac{197V}{1} = \frac{0.000}{0.000} = \frac{0.00$$

الصيغة الثانية المختصرة (باستخدام الوسط الفرضي)

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، باستخدام الصيغة الثانية المختصرة لطريقة بيرسون (الوسط الفرضى).

v	ص	من - و _س ح وس	ص – وس ح وص	(س-رس)۲ ح ^۲ وس	(مس-ومس)۲ ح ^۲ ومس	×
			- 111-	J. Fe	Tau à	(ص - و مل) ح وس ح وص
177	127	0-	٥	40	70	Y0-
174	184	صفر	صفر	مفر	مفر	منفر
717	170	79	77	1071	1514	1887
YAI	7.7	1.7	70	1.7.9	£770	1190
777	110	٤٩	٧	71.1	£9	727
۱۷۸ = وس	١٣٧	منقر	1-	سفر	1	مفر
131	۱۳۸ - دس	1٧-	مغر	PAY	صفر	مفر
145	184	0	صفر	70	مفر	صفر
147	187	٨		71	17	**
144	177	٥	Y£	70	1107	14.
11-0	ن-۱۰	4.4	1 101	16909	1461	TAFA
		44-	1-	- مج ع ^ا رس		70-
		144	101			ASSA
		- مدح رس	- مدح رمر			ع رس
						رمن

$$\frac{\Lambda^{2}}{\Lambda^{2}} = \frac{\Lambda^{2}}{\Lambda^{2}} = \frac{\Lambda^{2}}{$$

فيما يلى بيان عن مدة الحياة الزوجية بالسنين وعدد المواليد الأحياء بالألف

YV,0	44,0	14,0	14,0	V, 0	۲,٥	مدة الحياة الزوجية بالسنين (س)
Υ.	14	27	1.7	174	12.	المواليد الأحياء بالألف (ص)

والمطلوب إيجاد معامل الارتباط بين مدة الحياة الزوجية وعدد المواليد الأحياء

الصيغة الأولى المطولة (باستخدام قيم س ، ص على حالتها)

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، باستخدام الصيغة الأولى المطولة لطريقة بيرسون (قيم س، ص على حالتها)

ص ۲	س ۲	س ص	س	س
197	7, 70	٣٥٠	15.	۲, ٥
44.51	07,70	1887,0	179	٧,٥
11777	107, 40	1770	1.7	17,0
1489	r. 7, Yo	٧٥٢,٥	25	170
1 1 1	0.7,70	٧٧.	17	11,0
٤	407, 40	00	۲.	44,0
78478	1747,0	1.90	£AY	٩.
- مج ص ۲	- مج س ۲	- مج س ص	= مجـ ص	= مج س

$$\frac{7}{\sqrt{\frac{9}{\sqrt{1}}}} = \frac{7}{\sqrt{\frac{9}{\sqrt{1}}}} = \frac{7}{\sqrt{\frac{9}{\sqrt{1}}}} = \frac{7}{\sqrt{\frac{9}{\sqrt{1}}}} = \frac{9}{\sqrt{1}}$$

$$\frac{7}{\sqrt{1}} = \frac{9}{\sqrt{1}} = \frac{9$$

$$3 = \sqrt{\frac{12 \times 12}{1}} - \sqrt{\frac{12$$

- - <u>۱۸۸۱۰</u> - - ۱۸۲۰ الارتباط غير تام عكسى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح وسالب

كذلك

الصيغة الثانية المختصرة (باستخدام الوسط الفرضى) حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، باستخدام الصيغة الثانية المختصرة لطريقة بيرسون (الوسط الفرضى).

(س - وین) × (ص - و من) ک وس ح وص	(ص-وص)۲ ح ^۲ وص	(س-وس) ۲ ^۲ وس	ص - وص ح وص	ص - و _{بن} ح وس	ص	U
01	1107	770	71	10-	11:	۲, ٥
٧٣٠-	0779	15.6	٧٣	1	179	V, 0
صفر	صفر	40	صقر	0-	۱۱۱ = وص	17.0
صفر	8979	منفز	75-	صفر	٤٣	١٧,٥ - وس
£ V · -	٨٨٣٦	40	91-	٥	14	44,0
1.1.	1.411	1	1.1-	1.	4	۲۷,٥
YV0	4.1.7	٤٧٥	771-	۲۰-	1-0	ن-١
ں - مجہ ح وس ع وس	، مج ع ^۲ رص	- אב ש" כע	1.4	10		
			101-	10-		
			- مجح رص	-مجاح, و		

$$\frac{V(\frac{10-}{1}) - \frac{5V0}{1}}{V(\frac{105-}{1})} = V(\frac{2V0}{1}) - \frac{V(\frac{105-}{1})}{V(\frac{105-}{1})} = V(\frac{105-}{1}) - \frac{V(\frac{105-}{1})}{V(\frac{105-}{1})} = V(\frac{105-}{1}) - \frac{V(\frac{105-}{1})}{V(\frac{105-}{1})} = V(\frac{105-}{1}) - \frac{V(\frac{105-}{1})}{V(\frac{105-}{1})} = V(\frac{105-}{1}) = V(\frac{105$$

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، بطريقة سبيرمان التقريبية (قيم س ، ص عددية)

ن ۲	ف- - ترتیب س - ترتیب ص	ترتیب ص	ترتیب س	ص	س
13	£-	1	Y	157	177
., 40	٠,٥		٣,٥	184	174
V	1-	1	٨	140	717
صفر	صفر	1.	1.	7.7	441
٤	*	٧	9	110	777
1, 10	۲,0	A 7	4.0	144	۱۷۸
٤	Υ-		Y	144	171
7, 40	۲,0		0,0	١٢٨	145
٤	4	0	٧	157	141
7, 40	۲,0	٨	0,0	177	144
٤A	9,0			ن-۱۰	ن =٠٠
-مدن۲	4,0				
	-مجاف				

$$\frac{1 \times 1}{(1 - 1 \cdot 1) \cdot 1} = \frac{1}{(1 - 1 \cdot 1) \cdot 1}$$

= ۰,۷۰۹ الارتباط غير تام طردى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح وموجب.

من الواضح أن قيمة (ر) الدقيقة المحسوبة بطريقة بيرسون (وهي

(معرب) مقاربة جدا لقيمتها التقريبة المحسوبة بطريقة سبيرمان (وهى المحسوبة). لذلك فإنه من الأفضل عندما تكون قيم (س) و (ص) كبيرة جدا أى مكونة من ٤ أرقام فأكثر) أن نستخدم طريقة سبيرمان، لأنها أسهل وأسرع بكثير من طريقة بيرسون ولانقل عنها دقة.

ملاحظة

ليس لإشارات (ف) أى قيمة فى قانون سبيرمان لأننا نقوم بتربيعها ؛ ولكن يستحسن وضعها فى الجدول للاطمئنان على صحة العمليات الحسابية ، إذ أن مجموع الفروق الموجبة والسالبة (مج ف) = صفرا (دائما) .

المثال الثاني (قيم س، ص وصفية).

الجدول الآتي يبين تقديرات مادتي الحساب والهندسة لعدد ١٠ من الطلبة.

١.	٩	٨	٧	1	٥		٣	۲	1	رقم الطالب
مقبول	ضعيف	ج .جيدا	ج .جيدا	منعيف	مقبول	ممتاز	ختر	ضعيف	مقبول	مادة الحاسب (س)
ضعيف	ضعیف جدا	ممتاز	ختر	جيد	ضعيف	ج .جيدا	مقبول	مقبول	جيد	مادة الهندسة (ص)

والمطلوب إيجاد معامل الارتباط بين المادتين

حساب فيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، بطريقة سبيرمان التقريبية (قيم س ، ص وصفية)

۲۰۰	ف ترتیب س - ترتیب ص	ترتیب ص	ئرتىب <i>س</i>	ص	س
٤	Υ	ŧ	1	جيد	مقبول
7, 70	۲,0	٦,٥	1	مقبول	ضعيف
7,70	۲, ٥-	7,0	ź	مقبول	جيد
3)	1-		1	جيد جدا	ممتاز
7, 40	۲, ٥_	۸,٥	1	ضعيف	مقبول
40	0	٤	٩	جيد	ضعيف
7, 70	1,0-	٤	۲, ٥	جيد	جيدا جدا
7, 70	1,0	1	7,0	ممتاز	جيدا جدا
-	1-	1.	9	ضعیف جدا	ضعيف
7, 40	۲, ٥-	1,0	1	ضعيف	مقبول
7.,0	11				
-مدن۲	11-				
				ن=١٠	1 -0
	= مجاف				

معامل ارتباط الرتب لسبيرمان (ر) =
$$1 - \frac{7 \cdot \alpha + \omega^{2}}{i(1-1)}$$

$$= 1 - \frac{7 \cdot \alpha \cdot 7}{(1-1)!} - 1 = 0$$

$$= 1 - \frac{777}{99} - 1 - 777,$$

- ۱۳۳ و الارتباط غير تام طردى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح موجب.

ملاحظة

ومن الجائز أن تحتوى المسألة على قيم وصفية لأحد المتغيرين، وعددية للمتغير الآخر؛ فالخطوات التي يجب اتباعها لحساب قيمة (ر) مماثلة لتلك التي استخدمت في المثالين الأخيرين.

- الارتباط البسيط المستقيم للبيانات المبوبة (طريقة بيرسون الدقيقة)،

المثال الأول: (الارتباط غير تام طردى).

الجدول الآتى يبين أطوال ١٠٠ أب وبناتهم ؛ وفيه ترمز (س) إلى طول الآباء بالبوصة، و(ص) إلى طول البنات بالبوصة. والمطلوب معرفة هل هناك علاقة بين أطوال الآباء والبنات؟ وماهى؟.

الجموع	-	~	0	<	7	10	3.4	-	<	<	~	_	-1	
14,0													-	-
O AL							-			~	-	-		0
77,0									-	-	-		-	-4
70,0			-		-		4	-	~	-	-			=
0,31						-	0	~						>
14,0				-	4		<	4	-					~
17,0		-			-	0	-4	4		-				5
71,0			-	-1	0	1	4							=
1.0			-	~	-	~	-	-						_
04,0	-	~	-	~	-	-				-				_
0,0		-	-				i i							~
8	11,0	77.0	17,0	٠٠١ ٥١١ ٥٠١ ٥١١ ٥١٥ ٥١١ ٥١١ ٥١١ ٥١١ ٥١١	70,0	17,0	0 VL	, ×	74,0		× .	٧٢,٥	٧٢٠٥	الجمدع

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات المبوبة، باستخدام طريقة بيرسون (الارتباط غير تام طردى).

Jeograpo 31 . 1 13 30 . 3 11 on	· 11-11-11-11-12- 2-00002	Jen 10 01 71 1.1.1 10 01 00 5	10-17-17-17-17-01	E 10 17 V O E 1 00 3	74,0	140	1100	1 1 1	ماد	1 1 3 /	0 7	1 0 7 1 O 7 1	0.5	1 1 7 1 7 1 0%	1 1 940	ورد ويد ويد ويد ويد وهد ويد
معقی ،		-		1. 18				1	7 0	7 1	7 7	7	-			on our
۲۸	11	۲۸	31	<			-	~		-						200
7.	1-	11	77	<		1	_	-			-			_		V.50
Y- 2.A	71 3	31 07	110	~		_	1	_								O'IA 0
V 3	>	VYY	7	7	3	_	-									25.
713	-7.1	٧٠٢	7:-	1-	_	0	بر	7	>	11	11	17	مر	عہ	7	SA AZ
1	/		4	-47.10	70 0	٨.	V1 30	17 70	>	مه مه	1A 1A-	-11 13	V) W-	17-	1:-	ك
		/		70	-1	10	11	16	-	4- 0	>	3 -11	10- 1	ח- וע	9-0.	ر الم
			1	771	7	-3	7	7	-	8	>	33	03	-	03	وملئم

من نلاحظ الآتى:

العدد الأول في العامود ح وص ك ص = $-0 \times 7 = -1$ العدد الأول في السطر ح وس ك ص = $-7 \times 1 = -7$ العدد الأول في العامود ح وس ك ص = $-7 \times 0 \times 7 = 0$ العدد الأول في السطر ح وص ك ص = $-7 \times -7 \times 1 = 7$ العدد الأول في العامود ح وس ك س = $-7 \times -7 \times 1 = 7$ العدد الأول في العامود ح وس ك س = $(-1 \times 1) + (-1 \times 1) = -9$ العدد الأول في السطر ح وس ك ص = $(-1 \times 1) = -1$ العدد الأول في العامود ح وس ك ص = $(-1 \times 1) = -1$ العدد الأول في العامود ح وس ح وص ك $(-1 \times 1) = -1 \times 1 = 0$ العدد الأول في العامود ح وس ح وص ك $(-1 \times 1) = -1 \times 1 = 0$ العدد الأول في السطر ح وس ح وص ك ص = $(-7 \times -1 \times 1) = 0$ ومن نفس (الجدول السابق) نلاحظ الآتي:

- (۱) مجه كي = مجه كي = ن = ۱۰۰
- (7) مج (7) مج من في العامود = مج م رس ك من في السطر = (7)
 - (٣) مُج ح رس ك س = مج ح رس ك س في السطر = ٣٠٠
- (٤) مجے حوں حوص لک می فی العامود = مجے حوں حوص لک می فی السطر = ٢٨٥

هذه الملاحظات تساعدنا على اكتشاف الأخطاء في العمليات الحسابية. فهي بمثابة ميزان يوضح دقة العمل بجدول الارتباط.

- ۰,۷۲۸۸ الارتباط غير تام طردى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح رموجب.

كذلك؛

TV. Y = 1, Y - TV, 0 =

$$\frac{7A-}{0} + 77,0 = \frac{A+}{0} + 77,0 = \frac{A+}{0} + \frac{A+}{0} + \frac{A+}{0} = \frac{A+}{0} + \frac{A+}{0} = \frac{A+}{0} + \frac{A+}{0} = \frac{A+}{0} = \frac{A+}{0} + \frac{A+}{0} = \frac{A+}$$

77, 17 - ., 77 - 77,0 =

اثتباين الكلي = التباين الناتج من الانحدار + التباين الذي لايفسره الانحدار والناتج عن أسباب أخرى كطول الأمهات والعوامل الوراثية التي تؤثر على الطول.

:0

ويمكن اختبار صحة هذا القانون بالتعويض، فنحصل على:

0, 1007 -

المثال الثاني (الارتباط غيرتام عكسي)

أوجد معامل الارتباط بين (س) و (ص) من الجدول الآتى حيث (ف) نمثل فئات عمر المرأة عند الزواج، و (ص) تمثل عدد ماعندها من الأطفال بعد مرور ١٥ سنة من تاريخ الزواج.

الجموع	- 70	-75	-70	-7.	-10	م ا
٧	۲	٥				١
1.	۲	٥	١	١		۲
19	۲	٤	٦	0	Y	۲
44		0	14	11	٤	£
70		1	0	1.	٩	٥
				٤	0	٦
1.4	٧	۲٠	71	۳۱	۲٠	المجموع

سنحل هذا المثال بالطريقة التي استخدمناها في حل المثال الأول ولكن بنظام مختلف.

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات المبوبة باستخدام طريقة بيرسون (الارتباط غير تام عكسى)

	10	1.	0	صفر	- 0	حرس ا	
كس	rv,0	77,0	YV.0	۴۲,۵ وس	1٧,0	/ س م	ت رس
٧ - ٢٤٠	۲.	10. —				١	7-
1.	4. —	1 –	1· -	١		۲.	۲ –
19	۲ -	٤	7	٥	۲ .	۲	1 -
۲۲		0	17	11	٤	<u>۽</u> وس	صفر
۲٥ ١٠ –		1.	° Yo	١.	10 -	0	1
۰. –				٤	o	٦	۲
٠٢	٧ -	۲۰	Y { 10 -	۳۱	Y. 10 -	ا اس	

موح ورج و من ك نن ومن = - ۹۰

حساب قيمة الانحراف المعياري (عس) للمتغير (س)

ح رس ك	حوين لئس	<u> کو</u> س	كي	س .
0	1	o —	۲٠	14,0
صفر	صفر	صفر	71	٥, ۲۲ وس
7	14.	٥	71	۲۷,۰
Y	۲۰۰	1.	- T.	77,0
1040	1.0	10	٧	44,0
£170	140		1.4	
= ۶ کر کی	1		= بحكر = ن	
	770			
	= ۶۶ وس ك			

حساب قيمة الانحراف المعيارى (ع ص) للمتغير (ص)

ح. ّس كس	حود _{. ا} كتر	<u> ک</u> وس	كس	ص
78	Y1 -	r –	٧	1
٤٠	7	Y -	١.	۲
11	11 -	1 -	11	r
صفر	صفر	عنقن	44	٤ وس
70	70	11	70	0
77	١٨	۲	٩	1
١٨٢	٦٠ –		1.7	
= المحكم الم	٤٣		= بحك من = ن	عبالي
	1v —			
La Little	= بح آوس كس	41.4.1		

$$3 = \sqrt{\frac{1}{1}} =$$

- - ١٦٢٠ الارتباط غير نام عكسى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح وسالب.

خامسا: معامل الاقتران (Association Coefficient):

يستخدم معامل الإقتران لقياس الارتباط بين ظاهرتين وصفيتين يتم عرض بياناتهما في جدول مزدوج يشتمل على أربع خلايا يطلق عليه ،جدول الإقتران، فإذا أردنا، مثلاً، دراسة الإرتباط بين لون الشعر ولون العينين، وسحبنا عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ شخص حيث سجلت بياناتها (لون الشعر ولون العينين لكل شخص في العينة) في جدول الإقتران التالى:

المجموع	بني	أخضر	لون العينين العينين
(ا + ب)	(ب)	(f)	أسود
د	۲۱	19	
(5 + >)	(s)	(>)	كستنائي
1.	To	Yo	
١	(5 + <u>U</u>)	(> + P)	المجموع

فسان

حيث أ، ب، جه، د تمثل مفردات الخلابا كما موضح بالجدول السابق. وطبعا لبيانات المثال السابق فإن أ = ١٩، ب = ٢١، جه = ٢٥، د = ٣٥

لذا فإن بيانات هذه العيده بدل على صعف العلاقة بين لون الشعر ولون العيدين والجدير بالدكر أن فيمه معامل الإفتران تنحصر بين -١، + ١ على أنه يلاحظ أن تفسير النتائج بجب أن بنم على صوء ترتيب خلايا الجدول وعموماً فكلما إقترتك فيمه معامل الإفتران من الصفر كلما دل دلك على صعف العلاقة بين الظاهرتين

مثال اخرا

فى تجربة لمعرفة تأثير مصل معين على الإصابة بمرض ما، أختيرت عينة من ٢٠٠ شخص تم حقن ١٢٠ منهم بالمصل وترك الباقى بدون حقن، وجدول الاقتران التالى يلخص نتائج هذه التجربة

المجموع	أصيب	لم يصب	المصل الإصابة
14.	٤٠	۸	إسحدم
۸٠	40	20	لم بستحدم
7	٧٥	170	المحموع

ولمعرفة مدى وجود علاقة بين إستحدام المصل وعدم الإصابة بالمرض بحسب معامل الإقتران لهده العينه كالاني

$$\cdot, \Upsilon\Upsilon = \frac{(\iota \circ \times \iota \cdot) - (\tau \circ \times \Lambda \cdot)}{(\iota \circ \times \iota \cdot) + (\tau \circ \times \Lambda \cdot)} = \iota, \Upsilon$$
معامل الإقتران

أى أن هناك علاقة طردية ضعيفة بين استخدام المصل وعدم الإصابة سادساً: معامل التوافق Contingency Coefficient

يستخدم معامل التوافق لقياس الإرتباط بين ظاهرتين وصفيتين تعرض بياناتهما في جداول مزدوجة تحتوى على أكثر من ٤ خلايا. يطلق عليها وجداول التوافق، والجدول التالي يمثل الصورة العامة لجدول توافق به ن من الأعمدة.

المجمو	٢	•••		۲	V	الظاهرة الثانية
٦,٠	(1)		E / E.	, a /a	,3/s	
٠,	(),)	•••	12/23 12/23	1 1 1	, a/a	۲
٢	17 1		1 2	1/2/2	1 LE.	kar.
10			- N		•	•
كر	الدران		12/2	F. 7. 5	13/2	N
ن	. 1		۳. ا	٠. ا	٤. ا	المجموع

وترمز ك رل فى الجدول السابق إلى التكرار المشاهد للخلية الموجودة فى الصف رقم ر، والعمود رقم ل، بينما ترمز ك رل. المكتوبة فى الركن الأيسر

العلوى من كل خلية إلى التكرار المتوفع لهذه الخلية والذى يحسب من المعادله التالية:

حيث ترمزك ريالي مجموع التكرارات المشاهدة للصف رقم ر، ك. ل إلى مجموع التكرارات المشاهدة للعمود رقم ل بينما ترمزن إلى حجم العينة (مجموع التكرارت المشاهدة).

ويتم حساب معامل التوافق باستخدام القانون التالى:

حيث

$$(-1)^{3} + (-1)^{3} - \frac{1}{(-1)^{3}}$$
 مثال آخر:

الجدول التالى يلخص توزيع ٤٠٠ شخص حسب مستوى الذكاء ومستوى التعليم:

المجموع	منخفض الذكاء	منوسط الذكاء	مرتفع الذكاء	مستوى الذكاء
19.	70	٧٠	90	عال
100	40	٤٠	7.	متوسط
Vo	٤٠.	1.	70	أقل من المتوسط
{··		14.	۱۸۰	المجموع

المطلوب: حساب معامل التوافق

المجموع	صعیف الذکاء	موسط	مرى <i>ھ</i> ع الذكاء	مسوى مسنوى الدكاء
19.	£V.0/	ov /v.	A0,0	عالي
100	TT, V0	٤٠٠٥/	1 40	منوسط
٧٥	1A, VO	YY,0 /	TT. VO	أقل من المتوسط
٤٠٠	1	17.	14.	المحموع

ويلاحظ أن التكرار المتوقع للخلية (تعليم عالى، مرتفع الذكاء) هو:

وبالمثل يمكن إيجاد التكرارات المتوقعة لباقي الخلايا.

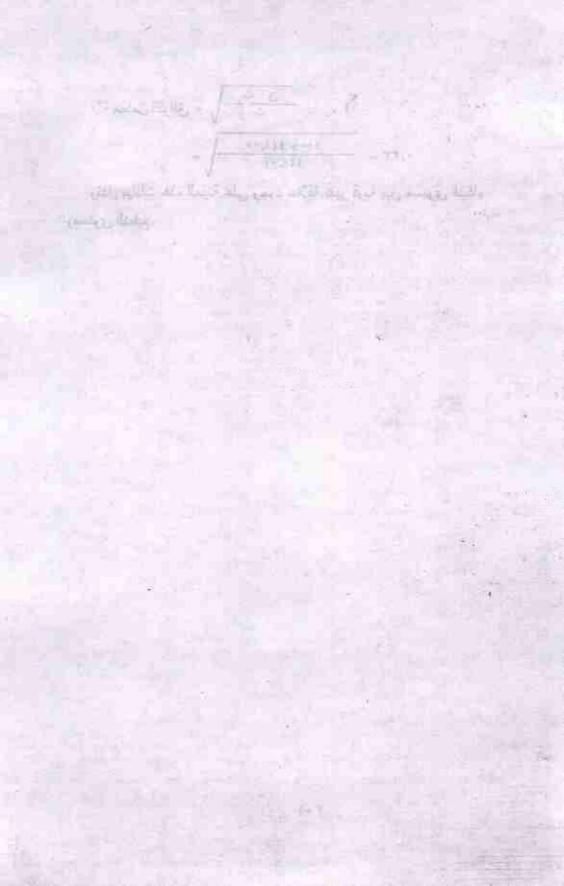
ولحساب قيمة ث نجد أن:

$$\frac{\gamma(\gamma \omega)}{\gamma \omega} + \dots + \frac{\gamma(\gamma \omega)}{\gamma \omega} + \frac{\gamma(\gamma \omega)}{\gamma \omega} = \omega$$

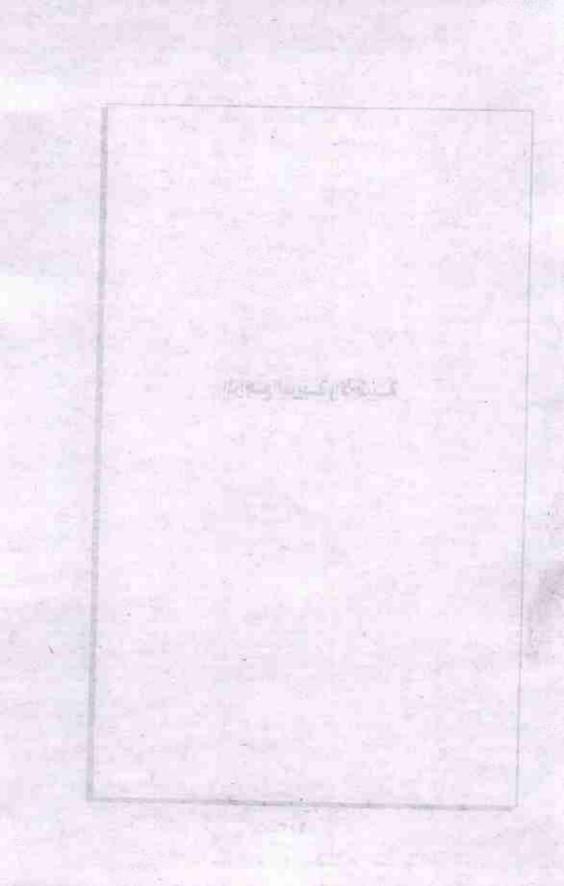
$$\xi \xi \wedge, \cdot \xi = \frac{\gamma(\xi \cdot)}{\gamma \wedge \gamma \omega} = + \dots + \frac{\gamma(\gamma \cdot)}{\gamma \vee \gamma} + \frac{\gamma(\gamma \circ)}{\gamma \wedge \gamma \circ} = \omega$$

$$\frac{\dot{a} - \dot{a}}{\dot{a}}$$
 $\frac{\dot{a} - \dot{a}}{\dot{a}}$
 $\frac{\dot{a} - \dot{a}}{\dot{a}}$

وتدل بيانات هذه العينة على وجود علاقة غير قوية بين مستوى الذكاء ومستوى النعليم.



المراجع العربية والأجنبية



اولاً: مراجع باللغة العربية:

- حمد عدده سر حال صلاح الدس طلبه: اسس الاحصاء ، دار الكنب الجامعية ، الاسكندرية ، ١٩٦٨ .
- احمدعبادة سرحان واحرون الاحصاء، مؤسسة شبات الجامعة، الاسكندرية،
 ۱۹۷۰
 - ٣- أحمد عرب راجح اصول علم النفس، مطبعه جامعة الاسكندرية، ١٩٥٧
- ٤ أسامة عبد العزيز حسين، بحيح سعد زغلول: الاساليب الاحصائية، كليه
 النجارة، جامعه الاسكندريه ١٩٩١
- اسماعیر سلیمان العوامری الاحصاء التطبیقی مکتنة التحارة والنعاور.
 لقاهره، ۹۷۹.
 - ٦ انتصار يونس السلوك الانساني، دار المعارف، القاهرة، ١٩٦٧
- ٧- أنيس كنجو الاحصاء وطرق تطبيقه في ميادين البحث العلمي، مؤسسة الرسالة، دمشق، ١٩٧٧
- ۸- السيد سعد فاسم، لطفى هندى: مباديء الاحصاء التجريبي، دار المعارف.
 القاهرة، ١٩٧٦.
- ٩- السيد محمد حيرى. الاحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية،
 مطبعة دار التأليف، القاهرة، ١٩٦٣
- ١٠- بدر الديس المصرى: مذكرات في الاحصاء، دار الجامعات المصرية،
 الاسكندرية، ١٩٧٠
- ۱۱ فاروق عبد العظيم، بدر الدين المصرى الاحصاء، دار الكتب الجامعية.
 الاسكندرية، ۱۹۷۲

- 17 فاروق عبد العظيم: الرياضة والاحصاء الاجتماعي، المكتب الجامعى المديث، الاسكندرية، ١٩٨٢.
- ١٣ فنحى أبو راضى: مقدمة الطرق الاحصائية في العلوم الاجتماعية، دار
 المعرفة الجامعية، الاسكندرية، ١٩٨٣.
- 18- فتحى محمد على: مقدمة في علم الاحصاء، مكتبة عين شمس، القاهرة، 1979.
- ١٥ فؤاد البهى السيد: علم النفس الاحصائي وقياس العقل البشري، دار الفكر
 العربى، القاهرة ، ١٩٧٩ .
 - 17 عبد الباسط محمد حسن: أصول البحث الاجتماعي، مكتبة وهبة، القاهرة، 19۷٧.
 - ۱۷ عبد المجيد فراج: الأسلوب الاحصائي، دار النهضة العربية، القاهرة،
 ۱۹۷۷.
- ١٨ عبد العزيز فهمى هيكل، فاروق عبد العظيم: الاحصاء، دار النهضة العربية،
 بيروت، ١٩٨٠.
- 19 غريب سيد أحمد: تصميم وتنفيذ البحث الاجتماعي، دار المعرفة الجامعية، الاسكندرية، ١٩٨٣.
- ٢٠ غريب سيد أحمد، عبد الباسط عبد المعطى: البحث الاجتماعي المنهج
 والقياس، دار الكتب الجامعية، الاسكندرية، ١٩٧٩.
- ٢١ محمد عاطف غيث وآخرون: قاموس علم الاجتماع، الهيئة المصرية العامة للكتاب، الاسكندرية، ١٩٧٩.
- '۲۲- محمد على محمد: علم الاجتماع والمنهج العلمي، دراسة في طرائق البحث وأساليبه، دار المعرفة الجامعية، الاسكندرية، ١٩٨١.

- ٢٣ محمد عارف عثمان: المنهج العلمي في علم الاجتماع، دار الثقافة والنشر،
 القاهرة، ١٩٧٢.
- ٢٤ محمد طلعت عيسى: تصميم وتنفيذ البحث الاجتماعي، مكتبة القاهرة الحديثة، ١٩٧١.
- ٢٥ محمد خليفة بركات: الاختبارات والمقاييس العقلية، دار مصر للطباعة،
 القاهرة، ١٩٥٤.
- ٢٦ مختار الهانسى: مقدمة طرق الاحصاء الاجتماعي، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية، ١٩٧٧.
- ۲۷ مدنى دسوقى مصطفى: مباديء في علم الاحصاء، دار النهضة العربية،
 القاهرة، ۱۹۶۸.
- ٢٨ محمود السيد أبو النيل: الاحصاء النفسي والاجتماعي، مكتبة الخانجى،
 القاهرة، ١٩٨٠.
- ٢٩ محمود عبد الحليم منسى: القياس والاحصاء النفسى والتربوى، دار المعارف،
 القاهرة، ١٩٩٤.
- ٣٠ نيقولا تيماشيف: نظرية علم الاجتماع طبيعتها وتطورها ، ترجمة محمود
 عودة وآخرين ، دار المعارف ، القاهرة ، ١٩٧٢ .
- ٣١- ه. ب. ريكمان: منهج جديد للدراسات الانسانية، ترجمة على عبد
 المعطى، محمد على محمد، بيروت، ١٩٧٢.

ثانيا"؛ الدوريات العربية،

١ أسامة أحمد مصطفى: استخدام وسوء استخدام نظرية المباريات، مجلة عالم
 الفكر، المجلد الرابع، العدد الرابع، الكويت، ١٩٧٤.

- ٢- نادر فرجانى: «استحدام الأساليب الرياصية والاحصائية في العلوم الانسانية»
 مجلة عالم الفكر المجلد الرابع، العدد الرابع، الكويت، ١٩٧٤.
- ٣- ناهد صالح: «الرياضيات والنظرية السوسيولجية» عالم الفكر، المجلد الرابع.
 العدد الرابع، الكويت، ١٩٧٤

ثالثاً، مراجع باللغة الأجنبية،

- 1 Althusser, Louis, Pour Marx. Paris. Maspero, 1965
- 2 A Ron A.V. Cicourel, Method and Measurement in Sociology, The Free Press a Division of Macmillan Publishing Co. 1964
- Beacchanp, Murray, Elements of mathematical Sociology, New York, Random House 1970
- 4 Barto S., Otmar, J., Simpel Models of Group Behavior, New York, Columbia University Press, 1967
- 5 Boyle, R.P Alegebraic Systems for Normal and Hierarchical Sociograms, Sociometry, 1969
- 6 Coleman, James S., Introduction to Mathematical Sociology, Glencoe, ILL The Free Press, 1964.
- 7 Casanova, Pablo Ganzaler, Translated by: Susan Bethe Kapilian, Georanne Weller, The Fallacy of Cocial Science Reserch. A Critical Examination and New Qualitative Model, Foreword by Adam Schaff. Pergamon Press, 1981.
- 8 Chapin, Stuart, Experimental Designs Sociological Research.

- New York, Harper, 1947.
- 9 Dreitsel, Hans Peter, Recent Sociology, No.2, Macmillan. New York 1970
- 10- Emerson. Joam, Behavior in Private Places: Sustaining Definitions of Reality in Gynaecological Examinations. in TL.P. Dreitrel (ed.), Recent Sociology, No 2, 1970
- 11 Fletcher, Colin, Beneath The Surface an Account of Theree Styles of Sociological Research. International Library Sociology, Routledge & Kegan Pau, 1979.
- 12- Good, William, Paul K Hatt, Methods in Social Research, New York, 1952.
- Hogben, Lancelot, Mathematics for The Million, London,
 1960.
- 14- Howard, Schwortz, jerry Jacobs, Qualitative Sociology A Meth od to The Madness, The Free Press, London New York. 1979
- 15- Kemeny J. et al, Introduction to Finit Mathematics, Englewood Cliffs, N.J., Prentic Hall, 1965
- 16- Kemeny J., and Snell, J., Mathematical Models in Social Sciences, Blaisdell Publishing Company, London, 1962.
- 17- Kerlinger, Fred N. Foundtions of Behavioral Research, Educational and Psychological Inquiry. New York. Holt. 1964

- Lazarasfeld Paul Qualitative Measurement in the Social Sciences: Classification, Typologies and Indices, Stanford University Press 1965
- 19. Macormack, Thema, Review of The Politics of The Family and other Essays by R.D.Laing, Contemporary Sociology, Vol.2, No.1, 1973
- 20 Reobert K. Merton, Social Theory Groups in contemporary American Sociology, New York, Harper, Row, Publishers.
 1974
- Theory of Directed Graphs, New York, Wiley, 1965
- 23- O'Donnell, Mike, Ph.D., Foreword by Tony Marks, A New Introduction to Sociology, Great Britan 1981.
- 24- Poloma, M. Margret, Contemporary Sociological Theory, The University of Akron, Macmillan Publishing Co., Inc.: New York, 1978.
- 25- Rex, John, Discovering Sociology: Studies in Sociological Theroy, Kengan Paul, London and Boston, 197.3
- 26- Schutz, Alfred, The Phenomenology of Social World, Translated by George Walsh, Northwestern University Press, 1967
- 27 Sorkin, P, Fads and Foibles in Modern Sociology, Henry Regery Company, Chicago, 1955

- 28- Simon, Herbert A., Moderss of man: Social and Rational, New Welay, 1957.
- 29- White, H.C., An Anatomy of Kinship, Englwood Cliffs, N.J. Prentice Hall, 1963.
- 30- Ziph, G.K., Human Behavior and The Principle of Least Effort, New York, Hofner, 1949.

and the surface of th

Wichell, 1950

AND THE BEAUTIFUL STREET OF THE PARTY OF THE

CARL LATE - STREET

THE RESERVE OF THE PROPERTY OF THE PROPERTY OF THE PERSON OF THE PERSON

Mayor one story and the

فهرس الكتاب

قهرس الكتاب	140
الموضوع	الصفحة
القصل الأول:	0
الإحصاء والقياس في علم الاجتماع.	
الفصل الثاني :	٧١
تفريغ وتبويب وعرض البيانات .	
الفصل الثالث :	99
الأساليب الإحصائية الوصفية.	
الفصل الرابع :	170
الأرتباط.	
المراجع .	7.7

	Signa Cities	
The and a principle of a day the good 20. The angle of t	Wat 45	Total Section
	Rama, O'ela	
	March of Chiles Co. Block and St.	
	minute house	- 1
	new by (Chate)	1 17
	Tagling	